



Ước lượng cầu sản phẩm cá cho trường hợp Việt Nam: Sự thay đổi trong kiểu hình tiêu dùng qua thời gian

PHẠM ĐÌNH LONG ^a, HUỖNH CÔNG TOẠI ^b

^a Trường Đại học Mở TP.HCM

^b Trường Cao đẳng Kinh tế TP.HCM

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận : 16/04/2018 Ngày nhận lại : 01/06/2018 Duyệt đăng : 15/06/2018 Mã phân loại JEL: C50, D12, R22 Từ khóa: Cầu tiêu dùng; Sản phẩm cá; Hệ thống hàm cầu LA/AIDS; Tác động giá cá; Tác động thu nhập; Ước lượng SUR. Keywords Consumption demand; Fish product;	Nghiên cứu trình bày kết quả phân tích nhu cầu tiêu dùng sản phẩm cá của hộ gia đình Việt Nam thông qua mô hình LA/AIDS. Nghiên cứu không chỉ dừng lại ở việc đánh giá các nhân tố ảnh hưởng đến kiểu hình tiêu dùng sản phẩm cá, mà còn phản ánh tính động trong xu hướng tiêu dùng qua thời gian. Kết quả ước lượng được thực hiện bằng phương pháp SUR qua thủ tục kiểm duyệt hai bước Heckman từ bộ dữ liệu chéo VHLSS các năm 2010, 2012 và 2014. Các ràng buộc về tính đồng nhất và tính đối xứng được áp đặt trong mô hình ước lượng. Kết quả cho thấy sản phẩm cá đã trở thành mặt hàng tiêu dùng thiết yếu và phổ biến nhưng cầu lại co giãn nhiều hơn theo thu nhập qua thời gian. Tiêu dùng cá ở thành thị có phản ứng nhạy hơn trước sự biến động về giá so với khu vực nông thôn do khác biệt mặt bằng chung về giá. Các hộ gia đình thuộc nhóm thu nhập cao nhất bị tác động bởi sự thay đổi về giá mạnh hơn so với nhóm hộ thu nhập thấp. Abstract The paper indicates the analysis results of Vietnamese household's consumption demand for fish product by using LA/AIDS model. It not only assesses the impact factors on the patterns of fish product consumption, but reflects the flexibility in consumption tendency during the period of time. Using the cross-sectional data drawn from VHLSS 2010, VHLSS 2012 and VHLSS 2014, the estimates are made by

^a long.pham@ou.edu.vn, * tác giả liên hệ.

^b toaihc@kthcm.edu.vn

Trích dẫn bài viết: Phạm Đình Long, & Huỳnh Công Toại. (2018). Ước lượng cầu sản phẩm cá cho trường hợp Việt Nam: Sự thay đổi trong kiểu hình tiêu dùng qua thời gian. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(2), **–**.

LA/AIDS;
Price impact;
Income effect;
SUR estimation.

applying SUR method through Heckman's two-step correction. In the study, we place tight constraints on the uniformity and symmetry in an estimated model. The results show that income elasticity of demand for fish product increases though it has become a basic and common commodity. The fish consumption in urban areas seems to have greater sensitivity to price fluctuations than the one in rural areas due to some differences in the general price level. The changes in price have weaker impacts on the low-income households than ones in the highest income group.

1. Giới thiệu

Ăn uống là nhu cầu quan trọng và cơ bản nhất của con người. Mức chi tiêu cho lương thực, thực phẩm là một trong những chỉ tiêu quan trọng nhằm đánh giá chất lượng cuộc sống của hộ gia đình. Mức chi tiêu này thường bị chi phối bởi nhiều nhân tố khác nhau từ thị trường, điều kiện kinh tế và địa bàn sinh sống của hộ. Do đó, phân tích cầu tiêu dùng lương thực, thực phẩm được xem như kênh thông tin hữu ích phục vụ cho công tác hoạch định các vấn đề an sinh xã hội mang tính quốc gia. Theo lý thuyết kinh tế, trọng tâm trong phân tích cầu hàng hóa là đánh giá mức độ nhạy cảm của người tiêu dùng dưới sự thay đổi của thu nhập và giá cả trên thị trường nhằm tối đa hóa thỏa dụng. Mỗi quan hệ trên được thể hiện rõ nét thông qua việc ước lượng hàm cầu và phân tích các độ co giãn của cầu. Vì vậy, rất nhiều nghiên cứu về vấn đề ước lượng hàm cầu lương thực, thực phẩm bằng mô hình AIDS đã được thực hiện ở Việt Nam như: Phạm Thành Thái và Vũ Thị Hoa (2015), Vu (2008), Le (2008). Tuy nhiên, các nghiên cứu trước đây chỉ tập trung phân tích hành vi tiêu dùng của hộ gia đình trong khoảng thời gian ngắn, thường là một năm mà thực sự chưa đi sâu vào việc đánh giá sự thay đổi có tính quy luật về khuynh hướng tiêu dùng hàng hóa trong một khoảng thời gian dài (nhiều năm) hoặc giữa các mốc thời gian khác nhau theo chu kỳ kinh tế. Bên cạnh đó, có rất ít nghiên cứu hướng đến việc lượng hóa sự tác động của các nhóm chính sách về giá cả và thu nhập đến cầu tiêu dùng một loại hàng đặc trưng.

Nhờ sự phát triển về kinh tế - xã hội, thu nhập của người Việt ngày nay không ngừng tăng lên đáng kể. Thu nhập tăng tạo tiền đề cho các hộ gia đình quan tâm nhiều hơn đến việc nâng cao chất lượng khẩu phần ăn hàng ngày. Theo kết quả từ cuộc tổng điều tra dinh dưỡng toàn quốc năm 2010, tiêu dùng sản phẩm từ cá ngày càng trở nên phổ biến trong chế độ ăn uống của người dân Việt Nam so với trước đây. Mặc dù cá có hàm lượng protein dao động từ 16% đến 17% tổng trọng lượng và thấp hơn so với các loại thịt đỏ (từ 15% đến 20%), tuy nhiên, cá và các chế phẩm từ cá vẫn là loại thực phẩm có giá trị dinh dưỡng cao trong khi có hàm lượng chất béo thấp hơn (chiếm từ 1% đến 10% trọng lượng tùy loại cá), tốt hơn cho sức khỏe và giảm thiểu nguy cơ tim mạch hơn so với các loại thịt đỏ khác (hàm lượng chất béo khoảng 30% trọng lượng). Do nhận thức về lợi ích sức khỏe mà cá mang lại, các hộ gia đình Việt Nam ở các nhóm thu nhập khác nhau đều có xu hướng ăn nhiều cá hơn là tiêu dùng các loại thịt khác khi điều kiện thu nhập tăng lên (Nguyễn Trọng Hoài & Phạm Thành Thái, 2012). Vì vậy, hiểu được cầu tiêu dùng sản phẩm cá và các đặc tính của nó là rất quan trọng để có sự đánh giá tổng quan hơn về các nhân tố chi phối đến hành vi tiêu dùng qua thời gian,

đặc biệt trong giai đoạn phục hồi suy thoái kinh tế ở nước ta từ năm 2010 cho đến nay. Đây là vấn đề rất cần câu trả lời mang tính chất thực tiễn và khoa học.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Ứng dụng kỹ thuật kinh tế lượng trong vấn đề ước lượng cầu hàng hóa đã được các nhà kinh tế học xây dựng và thực nghiệm nhằm tìm kiếm dạng mô hình phù hợp nhất với dữ liệu thu thập được. Các nghiên cứu trước đây đã sử dụng mô hình phương trình đơn để ước lượng nhu cầu hàng hóa như nghiên cứu về ngân sách hộ gia đình Ai Len của Leser (1963) hay nghiên cứu cầu tiêu dùng ở Mỹ của Houthakker và Taylor (1966). Tuy nhiên, đặc trưng mô hình phương trình đơn lại chưa lý giải hoàn toàn được lý thuyết hành vi người tiêu dùng trong điều kiện ràng buộc về ngân sách. Đến năm 1980, Deaton và Muellbauer đã xây dựng mô hình ước lượng AIDS (Almost Ideal Demand System) với những cách tiếp cận mới theo hướng mở rộng mang tính hệ thống. Mô hình này được sử dụng phổ biến trong nhiều nghiên cứu là do: Được rút ra trên nền tảng mô hình kinh tế về hành vi của người tiêu dùng; những ràng buộc về tính đối xứng, đồng nhất chỉ phụ thuộc chủ yếu vào các thông số được ước lượng, do vậy, rất dễ dàng kiểm định hoặc áp đặt; tổng hợp được cầu của những người tiêu dùng khác nhau mà không ảnh hưởng đến đường cong Engel, và có dạng phương trình khá nhất quán với số liệu ngân sách của hộ gia đình. Mô hình AIDS hình thành được một hệ thống các hàm cầu dùng để ước lượng đồng thời nhiều loại hàng hóa khác nhau theo điều kiện ràng buộc về mức ngân sách chung.

Mỗi phương trình hàm cầu trong hệ thống hàm cầu AIDS được viết như sau:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{P} \right) + u_i \quad (i, j = 1, n) \quad (1)$$

Trong đó,

w_i : Tỷ trọng chi tiêu cho mặt hàng i ;

p_j : Giá của mặt hàng j ;

x : Tổng chi tiêu của các mặt hàng có trong hệ thống;

γ : Hệ số của biến giá;

β : Hệ số của biến chi tiêu (thu nhập); và

P : Chỉ số giá được định nghĩa ở phương trình (2).

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_i^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^m \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

Deaton và Muellbauer (1980) đã nghiên cứu và đề ra các ràng buộc để đảm bảo tính bền vững về mặt lý thuyết cho hàm cầu AIDS như sau:

$$\text{Tính cộng dồn: } \sum_i^n \alpha_i = 1, \sum_i^n \gamma_{ij} = 0, \sum_i^n \beta_i = 0 \quad (3)$$

$$\text{Tính đối xứng: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (4)$$

$$\text{Tính đồng nhất: } \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (5)$$

Độ co giãn của cầu theo chi tiêu (thu nhập) được tính theo công thức:

$$A_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (6)$$

Độ co giãn của cầu theo giá riêng:

$$E_{ii} = -1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_i - \beta_i} \quad (7)$$

Độ co giãn của cầu theo giá chéo:

$$E_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - w_j \beta_i}{w_i} \quad (8)$$

Các độ co giãn trong mô hình hàm cầu Hicksian được xác định thông qua phương trình Slutsky¹ như sau: $E_{ij}^* = E_{ij} + w_j A_i$; với E_{ij}^* : Độ co giãn Hicksian; E_{ij} : Độ co giãn Marshallian.

Hàm cầu AIDS là dạng tuyến tính trừ dạng hàm Translog của chỉ số giá $\ln P$ ở phương trình (2). Trong hầu hết các nghiên cứu ứng dụng, nhằm tránh vấn đề phi tuyến và làm giảm các ảnh hưởng của hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình, Deaton và Muellbauer (1980a, b) đã đề nghị thay thế bằng chỉ số giá Stone ($\ln P = \sum_i^n w_i \ln p_i$). Mô hình AIDS với chỉ số giá Stone được gọi là mô hình AIDS xấp xỉ tuyến tính và được ký hiệu là LA/AIDS (Linear Approximate Almost Ideal Demand System).

Pashardes (1993) cho rằng việc ước lượng mô hình với chỉ số Stone sẽ phát sinh các vấn đề thiên lệch, bỏ sót biến hoặc kết quả ước lượng không còn ổn định theo các đơn vị đo lường khác nhau. Một trong những giải pháp để hiệu chỉnh đơn vị của sai số đo lường là chuẩn hóa giá cả bằng cách chia giá cả cho giá trị trung bình mẫu của nó. Moschini (1995) đã đề nghị sử dụng chỉ số giá Laspeyres để khắc phục vấn đề sai số đo lường này. Chỉ số giá Laspeyres có thể được biểu diễn như sau:

$$\ln P^L = \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \ln p_i \quad (9)$$

Chỉ số giá của nhóm hàng i (p_i) được tính bằng bình quân gia quyền của các chỉ số giá thành phần (p_{ij}) và tỷ trọng chi tiêu của từng thực phẩm trong nhóm (w_{ij}).

$$p_i = \sum_j^n p_{ij} * w_{ij} \quad (10)$$

Hoặc viết dưới dạng chi tiết:

$$p_i = \sum_{j=1}^n p_{ij} * \frac{e_{ij}}{\sum_{j=1}^n e_{ij}} \quad (11)$$

Trong đó,

e_{ij} : Mức chi tiêu cho thực phẩm j trong nhóm i ; mức chi tiêu này chỉ tính trị giá mua đổi không tính trị giá tự túc.

p_{ij} : Giá của thực phẩm j trong nhóm i ; được tính bằng thương số giữa mức chi tiêu cho sản phẩm j trên lượng sản phẩm j được tiêu thụ. p_{ij} được tính theo công thức:

$$p_{ij} = \frac{e_{ij}}{q_{ij}}; \quad (12)$$

Với q_{ij} : Lượng sản phẩm j được tiêu thụ.

Mô hình AIDS mở rộng bằng cách sử dụng chỉ số giá Laspeyres của Moschini (1995) được gọi là mô hình LA/AIDS có dạng đầy đủ như sau:

¹ Phương trình Slutsky khởi đầu bởi Eugene Slutsky (1915) và được hoàn thiện bởi Hicks và Allen (1934). Deaton và Muellbauer (1980a) đã sử dụng phương trình Slutsky để tính các độ co giãn của hàm cầu Hick từ các độ co giãn của hàm cầu Marshallian.

$$w_i = \alpha_i + \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{p_L} \right) + u_i \quad (i, j = 1, n) \quad (13)$$

$$\text{Hay } w_i = \alpha_i + \sum_j^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \sum_i^n \bar{w} \ln p_i) + u_i \quad (i, j = 1, n) \quad (14)$$

Phương pháp ước lượng được dùng trong nghiên cứu này là SUR (Seemingly Unrelated Regression) nhằm đảm bảo tính hiệu quả và bao hàm khả năng có tương quan đồng thời giữa các sai số ngẫu nhiên trong hệ thống các phương trình cầu. Để đảm bảo ràng buộc về tính cộng dồn trong hệ thống hàm cầu LA/AIDS², một phương trình phải được loại bỏ từ hệ thống hàm cầu trước khi ước lượng (trong nghiên cứu này phương trình hàm cầu rau bị loại bỏ). Các hệ số hồi quy của phương trình hàm cầu rau bị loại bỏ được tính bằng cách áp dụng điều kiện cộng dồn trong phương trình (3). Ngoài ra, các hệ số co giãn của cầu theo chi tiêu (thu nhập), theo giá riêng và theo giá chéo được tính theo các công thức (6), (7) và (8). Các hệ số co giãn đại diện cho hộ gia đình đều được tính tại điểm trung bình mẫu.

2.2. Dữ liệu nghiên cứu và kỹ thuật ước lượng mô hình

Nghiên cứu sử dụng nguồn dữ liệu thứ cấp, loại dữ liệu chéo được thu thập từ cuộc điều tra về mức sống của hộ gia đình ở Việt Nam (VHLSS) trong ba năm 2010, 2012 và 2014 do Tổng cục Thống kê thực hiện. Dữ liệu vi mô theo hộ gia đình thích hợp với việc ước lượng độ co giãn theo thu nhập (chi tiêu) hơn, vì nó có thể tránh tình trạng cộng gộp các hàng hóa khi ước lượng. Ngoài ra, nghiên cứu được tiến hành trong điều kiện giả định về tính đồng nhất trong từng nhóm hàng. Dữ liệu về thu nhập của hộ được đại diện bởi tổng mức chi tiêu. Riêng sản phẩm cá - trọng tâm của nghiên cứu này bao gồm các mặt hàng cá, tôm tươi và cá, tôm khô (đã chế biến) và được xem như một mặt hàng riêng biệt.

Điểm đáng chú ý của nghiên cứu là quan sát tính động trong khuynh hướng tiêu dùng sản phẩm cá của các hộ gia đình Việt Nam trong giai đoạn năm 2010 – 2014, đây là giai đoạn kinh tế nước ta có những chuyển biến tích cực về tình hình kinh tế vĩ mô và tác động rất lớn đến điều kiện sinh kế của hộ. Theo Rondinelli (2014), nhằm loại trừ tác động của lạm phát qua thời gian và đảm bảo tính đồng chất về gốc so sánh, nghiên cứu sẽ điều chỉnh mức chi tiêu các mặt hàng danh nghĩa ở năm 2012 và 2014 về mức giá năm 2010 bằng số liệu về chỉ số giá tiêu dùng (CPI) được tính theo giá so sánh năm 2009. Chỉ số giá tiêu dùng ở mỗi năm được tính bằng cách lấy bình quân nhân của 12 tháng. Trong đó, các mặt hàng sản phẩm cá, thịt bò, thịt heo, thịt gà và rau được điều chỉnh theo CPI nhóm hàng thực phẩm, còn mặt hàng gạo được điều chỉnh theo CPI nhóm hàng lương thực.

Bảng 1

Chỉ số giá bình quân năm tính theo giá so sánh năm 2009

CPI	Đơn vị tính: %					
	Năm 2010		Năm 2012		Năm 2014	
	Lương thực	Thực phẩm	Lương thực	Thực phẩm	Lương thực	Thực phẩm
Bình quân	113,645	110,193	144,04	154,045	146,285	165,432

² Ràng buộc về tính cộng dồn: $\sum_i^n \alpha_i = 1$, $\sum_i^n \gamma_{ij} = 0$, $\sum_i^n \beta_i = 0$

Trong thực nghiệm ước lượng hàm cầu, vấn đề thường hay gặp phải là tình trạng một số hộ gia đình có mức tiêu dùng bằng 0 (không mua). Vấn đề này bắt nguồn từ thực tế một số hộ không tiêu dùng một số mặt hàng nhất định trong suốt thời gian khảo sát. Đối với sản phẩm cá, tỷ lệ hộ gia đình không tiêu dùng lần lượt chiếm 13,435 %, 9,675% và 2,38% ở năm 2010, 2012 và 2014. Nếu chỉ dùng các quan sát có giá trị dương (hộ có tiêu dùng) để ước lượng hàm cầu bằng phương pháp bình phương bé nhất thông thường (OLS) sẽ dẫn đến các kết quả bị chệch và tính không nhất quán do vấn đề thiên lệch trong chọn mẫu (Nguyễn Trọng Hoài & Phạm Thành Thái, 2012). Biến phụ thuộc là phần ngân sách dùng cho chi tiêu loại hàng thứ i nào đó bằng 0 nếu hộ gia đình h không mua và có giá trị dương nếu có mua. Phần chi tiêu bằng 0 sẽ bị kiểm duyệt (Censored) bởi một biến tiềm ẩn không quan sát được. Chern và cộng sự (2003) đã thực hiện thủ tục hai bước của Heckman (1979) để giải quyết vấn đề này như sau:

Bước 1: Xây dựng mô hình về quyết định tiêu dùng của hộ bằng mô hình hồi quy Probit để xác định xác suất mua sắm một loại hàng nhất định.

Giả sử hàm cầu cần ước lượng có dạng:

$$w_i^* = \beta X_i + u_i \quad (15)$$

Trong đó,

w_i^* : Tỷ trọng chi tiêu mua hàng hóa thứ i trong tổng chi tiêu nhóm hàng tiềm năng. Với w_i^* tiềm năng này hộ gia đình sẽ chấp nhận mua hay không mua mặt hàng i . Với một quyết định mua hay không mua có thể được xây dựng thành một hàm lựa chọn như sau:

$$p_i^* = \alpha Z_i + \epsilon_i \quad (16)$$

$$\begin{cases} p_i = 1 \text{ khi } p_i^* > 0 \\ p_i = 0 \text{ khi } p_i^* = 0 \end{cases} \quad (17)$$

Việc lựa chọn này phụ thuộc vào các yếu tố thể hiện trong Z_i . Z_i được giả định là chứa tất cả các biến trong X_i và thêm một vài yếu tố khác, ϵ_i là sai số của hàm lựa chọn. Số liệu của Z_i (vì vậy, của X_i) là thu thập được, không phân biệt là người đó có mua hay không. Chúng ta không thể quan sát được w_i^* mà chỉ có thể biết được rằng khi hộ gia đình quyết định mua, tức $p_i = 1$, thì w_i^* được thể hiện ra chính là w_i mà hộ gia đình chi tiêu.

Bước 2: Tính tỷ lệ IMR (Inverse Mill's Ratio) là tỷ lệ của các giá trị ước lượng được của hàm phân phối tích lũy chuẩn hóa (Φ) bằng phương pháp ước lượng thích hợp cực đại (Maximum Likelihood) từ mô hình Probit. IMR tính cho từng quan sát dựa vào hàm phân phối tích lũy chuẩn tắc (Φ) như sau:

$$IMR_{ih} = \frac{\phi(x\beta)}{\Phi(x\beta)} \text{ nếu hộ có tiêu dùng mặt hàng } i \text{ (} p_i = 1 \text{)} \quad (18)$$

$$IMR_{ih} = \frac{\phi(x\beta)}{1-\Phi(x\beta)} \text{ nếu hộ không tiêu dùng mặt hàng } i \text{ (} p_i = 0 \text{)} \quad (19)$$

Vì vậy, phương trình hàm cầu AIDS mở rộng có dạng:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \sum_i^n \bar{w} \ln p_i) + \pi_i IMR_i + u_i \quad (20)$$

Trong đó, IMR trở thành một biến kết nối với quyết định tham gia tiêu dùng với phương trình mà nó đại diện cho lượng cầu. Vấn đề thiên lệch chọn mẫu giữa hộ có tiêu dùng và không tiêu dùng

sẽ xảy ra nếu tham số hồi quy giữa IMR và biến phụ thuộc trong mô hình ước lượng hàm cầu (π_i) có ý nghĩa.

Bên cạnh đó, trong một số nghiên cứu ước lượng mô hình AIDS mở rộng thì ngoài biến giá cả và thu nhập còn có các biến nhân khẩu học khác của hộ có liên quan đã được đề xuất nghiên cứu (Suharno, 2002). Khi đó, mô hình (20) cuối cùng như sau:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \sum_i^n \bar{w} \ln p_i) + \sum_k \lambda_k H_k + \pi_i IMR_i + u_i \quad (21)$$

Trong đó, λ_k là các biến đặc tính hộ như: Tuổi, học vấn, giới tính của chủ hộ, quy mô hộ, khu vực (thành thị/nông thôn), 6 vùng địa lý, nơi hộ sinh sống và nhóm thu nhập (ngũ phân vị).

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Bảng 2

Các tham số ước lượng hàm cầu sản phẩm cá trong hệ thống hàm cầu LA/AIDS năm 2010, 2012 và 2014

Tên biến	Hàm cầu sản phẩm cá năm 2010	Hàm cầu sản phẩm cá năm 2012	Hàm cầu sản phẩm cá năm 2014
Hằng số	0,1694577 (0,038)**	0,1637002 (0,064)*	0,0200393 (0,856)
Lnp1 (Logarit giá sản phẩm cá)	0,0236 (0,000)***	0,0188734 (0,000)***	0,0207828 (0,000)***
Lnp2 (Logarit giá thịt bò)	0,0079494 0,537	0,0264586 (0,045)**	0,0099448 (0,562)
Lnp3 (Logarit giá thịt heo)	-0,0435116 (0,000)***	-0,0575249 (0,000)***	-0,0341079 (0,018)**
Lnp4 (Logarit giá thịt gà)	0,0037852 (0,705)	0,0051445 (0,622)	0,0129329 (0,261)
Lnp5 (Logarit giá gạo)	0,0232542 (0,011)**	0,0787033 (0,000)***	0,1274489 (0,000)***
Lnp6 (Logarit giá rau)	0,015077 (-)	-0,07165 (-)	-0,137 (-)
LnX (Logarit tổng chi tiêu điều chỉnh theo chỉ số giá Laspeyres)	-0,0311844 (0,000)***	-0,0434604 (0,000)***	-0,0206926 (0,000)***
LnAge (Logarit tuổi chủ hộ)	0,019177 (0,001)***	0,0072291 (0,296)	0,0039234 (0,570)
LnHsize	0,021064	0,0146271	0,0011889

Tên biến	Hàm cầu sản phẩm cá năm 2010	Hàm cầu sản phẩm cá năm 2012	Hàm cầu sản phẩm cá năm 2014
(Logarit quy mô hộ)	(0,000)***	(0,003)***	(0,806)
LnEdu	−0,0157571	0,0110472	−0,0104173
(Logarit trình độ học vấn chủ hộ)	(0,000)***	(0,003)***	(0,005)***
Gender	0,001911	0,0075603	0,0027443
(Giới tính chủ hộ)	(0,627)	(0,098)*	(0,538)
Thanhthi	−0,0161688	−0,0058106	−0,0134792
(Khu vực sinh sống)	(0,000)***	(0,199)	(0,003)***
Reg2	0,0413178	0,0761525	0,0652218
(Vùng Đồng bằng sông Hồng)	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
Reg3	0,1577161	0,2227723	0,2309867
(Vùng Bắc Trung bộ và Duyên hải miền Trung)	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
Reg4	0,06724	0,0803373	0,0822461
(Vùng Tây Nguyên)	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
Reg5	0,0627687	0,06884	0,1015921
(Vùng Đông Nam Bộ)	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
Reg6	0,157518	0,1616403	0,1719733
(Vùng Đồng bằng sông Cửu Long)	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
Inc2	−0,0030527	0,0009108	−0,0117927
(Nhóm thu nhập 2)	(0,576)	(0,886)	(0,064)*
Inc3	−0,0125776	−0,0039483	0,0024406
(Nhóm thu nhập 3)	(0,026)**	(0,553)	(0,713)
Inc4	−0,0211199	−0,016343	−0,010622
(Nhóm thu nhập 4)	(0,000)***	(0,02)**	(0,136)
Inc5	−0,0336051	−0,0194303	−0,0250346
(Nhóm thu nhập 5)	(0,000)***	(0,012)**	(0,002)***
IMR1	−0,0697588	−0,0610283	−0,0629146
	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
Hệ số R ² hiệu chỉnh	0,2649	0,2448	0,2362

Ghi chú: Giá trị p-value ở trong dấu ngoặc đơn.

*, **, *** lần lượt tương đương với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Các phương trình hàm cầu sản phẩm cá trích ra từ hệ thống hàm cầu LA/AIDS (6 mặt hàng) được ước lượng theo phương pháp SUR ở từng năm 2010, 2012 và 2014 được trình bày ở Bảng 2. Biến giải thích IMR1 ở từng phương trình đều có mức ý nghĩa thống kê mạnh chứng tỏ tồn tại sự thiên lệch chọn mẫu rất lớn nếu bỏ qua vấn đề hộ không tiêu dùng trong giai đoạn khảo sát. Nhằm đảm bảo tính lý thuyết về hành vi tiêu dùng, mô hình ước lượng áp đặt ràng buộc về tính đồng nhất và tính đối xứng. Các hệ số hồi quy trong các phương trình đa phần đều có ý nghĩa thống kê. Trong đó, sự khác biệt về tỷ trọng chi tiêu sản phẩm cá theo biến giá cả và thu nhập có ý nghĩa thống kê mạnh và không đổi qua thời gian phần nào phản ánh tính phù hợp với các quy luật cầu hàng hóa thông thường. Nghiên cứu nhận thấy có sự khác biệt về tỷ trọng chi tiêu sản phẩm cá giữa các nhóm hộ phân theo 6 vùng kinh tế, trong đó, tỷ trọng chi tiêu cho sản phẩm cá nhiều nhất là vùng Bắc Trung bộ và Duyên hải miền Trung so với các vùng còn lại. Tỷ trọng chi tiêu sản phẩm cá ở nhóm hộ giàu nhất thấp hơn so với các hộ nghèo nhất. Bên cạnh đó, sự khác biệt về tỷ trọng chi tiêu sản phẩm cá theo các biến nhân khẩu học không có tính quy luật nhất quán qua thời gian như: Biến giới tính, tuổi chủ hộ và khu vực sinh sống. Điều này phần nào phản ánh sản phẩm cá đã định hình kiểu hình tiêu dùng phổ biến của các hộ gia đình Việt Nam ngày nay.

Bảng 3

Hệ số co giãn của cầu theo giá riêng của sản phẩm cá qua các năm

Mặt hàng	Độ co giãn Marshallian theo giá riêng (E_{ii})			Độ co giãn Hicksian theo giá riêng (E^*_{ii})		
	Năm 2010	Năm 2012	Năm 2014	Năm 2010	Năm 2012	Năm 2014
Sản phẩm cá	-0,8046	-0,8682	-0,8845	-0,59	-0,5745	-0,5661

Bảng 3 trình bày kết quả tính toán các độ co giãn không bù đắp Marshallian và bù đắp Hicksian theo giá riêng của sản phẩm cá từ các tham số ước lượng trong mô hình LA/AIDS. Độ co giãn Marshallian và Hicksian theo giá riêng đều mang giá trị âm phản ánh mối quan hệ nghịch biến giữa lượng cầu và giá (đường cầu dốc xuống) như với kỳ vọng lý thuyết. Trị tuyệt đối hệ số co giãn Marshallian theo giá riêng nhỏ hơn 1 (cầu ít co giãn theo giá). Tuy nhiên, cầu sản phẩm cá theo giá riêng đang có chiều hướng co giãn nhiều hơn qua thời gian, tức là cầu sản phẩm cá ngày càng tỏ ra nhạy cảm hơn trước những biến động về giá cả trên thị trường. Điều này lý giải khi tỷ trọng chi tiêu sản phẩm cá trong tổng chi tiêu (6 mặt hàng) tăng qua thời gian thì một sự thay đổi nhỏ về giá cũng khiến cầu tiêu dùng phản ứng nhiều hơn so với trước.

Độ co giãn không bù đắp Marshallian theo giá riêng đo lường cả hai ảnh hưởng, đó là hiệu ứng thay thế và hiệu ứng thu nhập. Độ co giãn Marshallian theo giá riêng qua ba năm lần lượt là -0,8046, -0,8682 và -0,8845 chỉ ra rằng nếu giá sản phẩm cá giảm 10% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi thì khi đó mức chi tiêu mặt hàng sẽ tăng lên lần lượt là 8,046%, 8,682% và 8,845%. Phần tăng lên do ảnh hưởng hiệu ứng thay thế lần lượt là 5,9%, 5,745% và 5,661% được phản ánh bằng độ co giãn bù đắp Hicksian. Kết quả này là hoàn toàn phù hợp với các lý thuyết hành vi người tiêu dùng cho loại hàng hóa thông thường như sản phẩm cá.

Bảng 4 trình bày kết quả các hệ số co giãn theo giá chéo (Hicksian). Các hệ số co giãn của cầu sản phẩm cá theo giá thịt bò, thịt heo, thịt gà và gạo đều mang dấu dương. Điều này thể hiện mối quan hệ thay thế giữa sản phẩm cá với các mặt hàng trên trong quyết định của người tiêu dùng khi có tác

động bất lợi trên thị trường. Mức độ thay thế ngày càng mạnh hơn qua thời gian, ngoại trừ thịt bò. Bên cạnh đó, hệ số co giãn của cầu sản phẩm cá theo giá rau mang giá trị dương trong năm 2010 nhưng lại mang dấu âm ở năm 2012 và 2014 và trở thành hai loại hàng bổ sung cho nhau. Khi điều kiện thu nhập tốt hơn các hộ gia đình sẽ đảm bảo mức tiêu dùng cùng lúc cả hai loại hàng này so với trước.

Bảng 4

Hệ số co giãn của cầu theo giá chéo của sản phẩm cá qua các năm

Mặt hàng	Độ co giãn Hicksian theo giá chéo (E^*_{ij})		
	Năm 2010	Năm 2012	Năm 2014
Thịt bò	0,1189	0,1663	0,0871
Thịt heo	0,0372	0,0131	0,1021
Thịt gà	0,0876	0,0688	0,1025
Gạo	0,3954	0,653	0,8665
Rau các loại	0,1698	-0,3	-0,5921

Bảng 5

Hệ số co giãn của cầu theo chi tiêu của các mặt hàng qua các năm

Mặt hàng	Độ co giãn sản phẩm cá theo chi tiêu (A_i)			Tỷ lệ tăng (giảm) năm 2012 so với 2010 (%)	Tỷ lệ tăng (giảm) năm 2014 so với 2012 (%)
	Năm 2010	Năm 2012	Năm 2014		
Sản phẩm cá	0,783	0,7965	0,9056	+1,724%	+13,697%
Thịt bò	0,6832	0,7667	0,952	+12%	+24%
Thịt heo	0,4531	0,1632	0,0447	-64%	-3%
Thịt gà	0,973	0,9143	0,9423	+6 %	+3%

Hệ số co giãn cầu sản phẩm cá theo chi tiêu (thu nhập) qua các năm lần lượt là 0,783, 0,7965 và 0,9056. Các hệ số này đều mang dấu dương và nhỏ hơn 1 chứng tỏ sản phẩm cá được xem là loại hàng thông thường nhưng lại co giãn nhiều hơn theo chi tiêu qua thời gian (năm 2012 so với 2010 tăng 1,724%, năm 2014 so với 2012 tăng 13,697% và chỉ xếp sau thịt bò). Kết quả này phản ánh sản phẩm cá sẽ được các hộ gia đình tăng chi tiêu nhiều hơn so với các mặt hàng thay thế truyền thống (như thịt heo và thịt gà) khi tổng chi tiêu (thu nhập) tăng lên trong tương lai.

Bên cạnh đó, nghiên cứu còn mong muốn chỉ ra một cách nhìn toàn diện và chính xác hơn về mức độ tác động của các nhân tố đến kiểu hình tiêu dùng sản phẩm cá dưới góc độ khác biệt theo khu vực sinh sống (thành thị/nông thôn) hoặc giữa các nhóm thu nhập khác nhau. Do đó, tác giả tiến hành tách mẫu chung thành những nhóm mẫu nhỏ theo đặc trưng từng khu vực hoặc nhóm thu nhập, sau đó, tiến hành ước lượng hàm cầu sản phẩm cá ứng với từng mẫu nhỏ, tính toán các độ co giãn và so sánh chúng với nhau. Trong đó, số liệu tiêu dùng sản phẩm cá của hộ ở năm 2014 được tác giả sử dụng để tiến hành phân tích sự khác biệt về xu hướng tiêu dùng hiện nay của hộ gia đình.

Bảng 6

Độ co giãn của cầu sản phẩm cá theo chi tiêu (thu nhập) và độ co giãn theo giá riêng cho khu vực thành thị và nông thôn năm 2014

Các độ co giãn	Thành thị	Nông thôn
Độ co giãn theo chi tiêu (A_i)	1,1027	0,8716
Độ co giãn Marshallian theo giá riêng (E_{ij})	-0,9119	-0,8941
Độ co giãn Hicksian theo giá riêng (E^*_{ij})	-0,5757	-0,5704

Bảng 6 trình bày độ co giãn cầu sản phẩm cá theo chi tiêu (thu nhập) ở khu vực thành thị và nông thôn lần lượt là 1,1027 và 0,8716. Kết quả phản ánh rằng sản phẩm cá được xem là hàng xa xỉ ở khu vực thành thị nhưng lại là mặt hàng thiết yếu ở nông thôn. Trên thực tế, ở hầu hết các vùng nông thôn Việt Nam (trừ miền núi), thủy sản là nguồn thực phẩm phổ biến và rẻ tiền so với thịt, có thể tự đánh bắt, nuôi trồng và xem là hàng thiết yếu. Tuy nhiên, ở khu vực thành thị với điều kiện thu nhập tốt hơn, đa phần thị dân lựa chọn tiêu dùng những loại thủy sản ngon, chất lượng và có giá trị cao hơn hẳn, chưa kể những loại thủy hải sản cao cấp và đắt tiền bởi vì trên thực tế, những sản phẩm cá, tôm tươi ngon nhất đều được chuyển về khu vực đô thị, còn cư dân nông thôn thì tiêu dùng thủy sản có giá trị thấp hơn. Do đó, khi tổng chi tiêu (thu nhập) tăng lên thì lượng cầu sản phẩm cá của hộ ở thành thị sẽ tăng nhiều hơn so với nông thôn.

Độ co giãn Marshallian theo giá riêng ở khu vực thành thị và nông thôn lần lượt là -0,9119 và -0,8941 chứng tỏ cầu sản phẩm cá theo giá riêng ở thành thị co giãn nhiều hơn nông thôn, điều này có nghĩa là cầu sản phẩm cá nhạy cảm hơn trước sự thay đổi về giá nhưng mức độ chênh lệch không lớn. Mặc dù khu vực thành thị có điều kiện thu nhập tốt hơn nhưng chi phí đất đỏ và nhiều nhu cầu cần phát sinh chi phí hơn nên các hộ gia đình ở khu vực này dễ nhạy cảm trước biến động bất lợi về giá hơn so với khu vực nông thôn. Độ lớn về độ co giãn bù đắp Hicksian ở khu vực thành thị cũng cao hơn khu vực nông thôn chứng tỏ hiệu ứng thay thế ở khu vực này cũng mạnh hơn trong quyết định tiêu dùng.

Bảng 7

Độ co giãn của cầu sản phẩm cá theo chi tiêu (thu nhập) và độ co giãn theo giá riêng cho 5 nhóm thu nhập năm 2014

Nhóm thu nhập	Nhóm 1	Nhóm 2	Nhóm 3	Nhóm 4	Nhóm 5
Độ co giãn theo chi tiêu (A_i)	0,8607	0,8812	0,8357	0,9148	1,0327
Độ co giãn Marshallian theo giá riêng (E_{ij})	-0,9018	-0,9056	-0,8941	-0,8891	-0,9554

Bảng 7 cho thấy các kết quả ước lượng độ co giãn cầu sản phẩm cá theo chi tiêu giữa các nhóm thu nhập có sự khác biệt về độ lớn nhưng đều mang dấu dương và có xu hướng co giãn nhiều hơn từ nhóm nghèo nhất (0,8607) đến nhóm giàu nhất (1,0327). Nhóm thu nhập 5 (nhóm giàu nhất) có cầu phản ứng theo chi tiêu (thu nhập) là mạnh nhất so với các nhóm còn lại, có nghĩa rằng hộ càng giàu thì càng chuộng tiêu dùng thủy sản (đặc biệt là cá) thay vì thịt. Điều này cũng phản ánh đúng xu hướng tiêu dùng thực tế hiện nay.

Sản phẩm cá được xem là mặt hàng thiết yếu ở nhóm hộ có mức thu nhập thấp, trung bình và khá, nhưng lại là hàng xa xỉ ở nhóm hộ giàu nhất. Kết quả này dường như đưa đến sự tranh luận bởi những hộ giàu nhất mới xem sản phẩm cá là mặt hàng thiết yếu, còn đối với hộ nghèo phải là hàng hóa xa xỉ. Vấn đề này có thể được giải thích là do những hộ nghèo đa phần lựa chọn các loại cá rẻ tiền, thông dụng với chất lượng thấp hơn và được xem là hàng thiết yếu. Trong khi đó, khi điều kiện thu nhập tăng thì các hộ giàu (đặc biệt ở thành thị) sẽ hướng đến việc tăng tiêu dùng các loại cá ngon, cao cấp và mắc tiền hơn (cá thu, bớp, ngừ đại dương, hồi, mực tươi, tôm cỡ lớn), đồng thời giảm tiêu thụ sản phẩm cá thông thường và rẻ tiền (cá rô, lóc, nục, bạc má, cá khô, tép). Vì vậy, sản phẩm cá trở thành mặt hàng xa xỉ đối với nhóm hộ giàu nhất và ngày càng được ưa chuộng hơn khi thu nhập tăng lên.

Ngoài ra, độ co giãn của cầu sản phẩm cá theo giá riêng có sự khác biệt giữa các nhóm thu nhập. Mức độ phản ứng của cầu theo sự thay đổi về giá của nhóm 5 (giàu nhất) là mạnh nhất ($-0,9554$), điều này chứng tỏ nhóm hộ giàu nhất sẽ tăng chi hoặc giảm chi nhiều nhất cho mặt hàng này khi có sự thay đổi về giá trên thị trường. Tóm lại, các kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng cấu trúc cầu tiêu dùng có sự khác biệt giữa khu vực sinh sống và điều kiện thu nhập của hộ. Những thông tin này mang ý nghĩa thiết thực trong công tác hoạch định các chính sách ổn định nguồn cung và giá cả tương ứng với cấu trúc cầu theo từng khu vực sinh sống và từng nhóm thu nhập của hộ.

4. Kết luận

Phân tích hàm cầu và các hệ số co giãn của cầu là cơ sở quan trọng để đánh giá mức độ tác động của những nhân tố mang tính chất kinh tế và nhân khẩu học đến quyết định tiêu dùng sản phẩm cá của hộ gia đình ở Việt Nam. Kết quả chỉ ra rằng sản phẩm cá là mặt hàng thiết yếu. Mặc dù cầu sản phẩm cá ít co giãn theo thu nhập (chi tiêu) nhưng mức độ nhạy cảm trước biến động về thu nhập ngày càng tăng qua thời gian chứng tỏ sản phẩm cá đã định hình kiểu tiêu dùng phổ biến trong cuộc sống của các hộ gia đình Việt Nam. Tiêu dùng sản phẩm cá theo thời gian không chỉ hướng đến số lượng mà còn cả về chất lượng, chủng loại tương ứng giá trị cao hơn khi thu nhập tăng. Sự thay thế mạnh của sản phẩm cá so với các loại thịt truyền thống như thịt gà, thịt heo được phản ánh bằng độ lớn hệ số co giãn theo giá chéo ngày càng tăng. Ngoài ra, nghiên cứu còn nhận thấy sự khác biệt về kiểu hình tiêu dùng sản phẩm cá giữa các nhóm thu nhập hoặc khu vực sinh sống khác nhau. Cụ thể, khi chi tiêu (thu nhập) tăng, các hộ thuộc nhóm giàu nhất sẽ có mức tăng tiêu dùng sản phẩm cá nhiều hơn so với các nhóm còn lại và sẽ ngày càng chú trọng tiêu dùng các loại sản phẩm cá cao cấp và đắt tiền hơn. Bên cạnh đó, các hộ sống ở khu vực thành thị sẽ có khuynh hướng tăng tiêu dùng sản phẩm này hơn so với khu vực nông thôn khi chi tiêu (thu nhập) tăng lên. Tuy nhiên, cầu tiêu dùng sản phẩm cá ở thành thị tỏ ra nhạy cảm hơn trước biến động về giá so với khu vực nông thôn và hiệu ứng thay thế cũng mạnh hơn.

Vận dụng mô hình LA/AIDS trong thực nghiệm ước lượng cầu hàng hóa đem lại các kết quả đảm bảo được các tính chất lý thuyết của hàm cầu và lý thuyết hành vi người tiêu dùng với các ràng buộc về tính cộng dồn, tính đồng nhất và tính đối xứng là cơ sở quan trọng trong phân tích và hoạch định chính sách. Qua đó, nghiên cứu đã đóng góp thêm cơ sở lý thuyết cho phân tích cầu hàng hóa nói chung và nhóm hàng thực phẩm nói riêng bằng việc sử dụng mô hình AIDS. Kết quả nghiên cứu là kênh thông tin thực sự hữu ích cho các nhà nghiên cứu trong lĩnh vực này■

Chú thích

Bài viết này là sản phẩm của Đề tài “Ước lượng cầu sản phẩm cá: Sự thay đổi trong kiểu hình tiêu dùng của hộ gia đình Việt Nam qua thời gian”, mã số T.2018.04.1.

Tài liệu tham khảo

- Chern, W. S., Ishibashi, K., Taniguchi, K., & Yokoyama, Y. (2003). Analysis of food consumption behavior by Japanese households. *FAO Economic and Social Development paper*, No. 152.
- Deaton, A. S., & Muellbauer, J. (1980a). An almost ideal demand system. *American Economics Review*, 70(3), 312–326.
- Deaton, A. S., & Muellbauer, J. (1980b). *Economics and consumer behavior*. Cambridge, MA.: Cambridge University Press, 60–85.
- Hicks, J. R., & Allen, R. G. D. (1934). A reconsideration of the theory of value. *Economica*, 1(1), 52–76.
- Houthakker, H. S., & Taylor, L. D. (1966). Consumer demand in the United States: Analysis and projections. *Cambridge, MA: Harvard University Press*.
- Le, Q. C. (2008). An empirical study of food demand in Vietnam. *ASEAN Economic Bulletin*, 25(3), 283–292.
- Leser, C. E. V. (1963). Forms of Engel Functions. *Econometrica*, 31(4), 694–703.
- Moschini, G. (1995). Units of measurement and the stone index in demand system estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1), 63–68.
- Nguyễn Trọng Hoài, & Phạm Thành Thái. (2012). Phân tích cầu thịt và cá của các hộ gia đình ở Việt Nam: Sự lựa chọn dạng hàm và ảnh hưởng của các biến nhân khẩu học. *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 266, 30–37.
- Pashardes, P. (1993). Bias in estimating the almost ideal demand system with the stone index approximation. *The Economic Journal*, 103(419), 908–915.
- Phạm Thành Thái, & Vũ Thị Hoa. (2015). Ước lượng hệ thống hàm cầu thịt và cá cho trường hợp Việt Nam: Ứng dụng mô hình hàm cầu AIDS. *Tạp chí Khoa học - Công nghệ Thủy sản*, 3, 49–53.
- Rondinelli, C. (2014). *Estimating demand elasticities in the recent crises*. Retrieved from <http://www.aiel.it/cms/cms-files/submission/all20150612160142.pdf>
- Suharno. (2002). An almost ideal demand system for food based on cross section data: Rural and urban East Java, Indonesia. *Georg-August Universitaet Goettingen*. Retrieved from <https://ediss.uni-goettingen.de/handle/11858/00-1735-0000-0006-B062-C>
- Vu, L. H. (2008). Essays on the economics of food production and consumption in Vietnam. Retrieved November 13, 2017, from <https://conservancy.umn.edu/handle/11299/47848>