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

NGUYỄN TRỌNG HOÀI* & PHẠM THÀNH THÁI**

Nghiên cứu phân tích kiểu hình chi tiêu các sản phẩm thịt, cá ở VN, có tính đến sự khác nhau trong hành vi cầu giữa các hộ gia đình ở thành thị và nông thôn, cũng như giữa các nhóm thu nhập bằng việc áp dụng mô hình QUAIDS (Quadractic Almost Ideal Demand System) với bộ dữ liệu khảo sát về mức sống hộ gia đình năm 2008 (VHLSS2008). Các biến nhân khẩu học có ảnh hưởng mạnh đến tiêu dùng các mặt hàng thịt, cá. Nhìn chung, cầu thịt, cá là co dãn hơn giữa các hộ gia đình thuộc nhóm thu nhập thấp và ở nông thôn hơn là giữa những hộ gia đình thuộc nhóm thu nhập cao và ở thành thị. Kiểu hình chi tiêu là khác nhau giữa những hộ gia đình ở thành thị và nông thôn, cũng như giữa các nhóm thu nhập, ngụ ý rằng một phân tích chính xác các kiểu hình chi tiêu cho các sản phẩm thịt, cá đòi hỏi một phân tích tách biệt theo các nhóm có tính đến sự khác biệt trong hành vi cầu.

Từ khóa: *Mô hình LA/QUAIDS, độ co dãn, thịt, cá, Việt Nam.*

1. Giới thiệu

Phân tích cầu tiêu dùng của hộ gia đình cho các loại thực phẩm khác nhau là một vấn đề quan trọng đối với bất kì quốc gia nào, đặc biệt cho mục đích hoạch định chính sách. Bởi vì một sự hiểu biết lên các kiểu hình tiêu dùng thực phẩm của một quốc gia cụ thể là rất hữu ích đối với các nhà hoạch định chính sách trong việc giải quyết ba vấn đề chính sách lớn. Thứ nhất, nó giúp họ xác định những can thiệp về mặt chính sách thích hợp nhất trong việc cải thiện tình trạng dinh dưỡng của các cá nhân và hộ gia đình. Thứ hai, nó rất hữu ích trong việc thiết kế các chiến lược trợ cấp thực phẩm khác nhau. Thứ ba, sự hiểu biết về hành vi cầu thực phẩm là cần thiết cho việc tiến hành các phân tích chính sách vĩ mô và ngành (Sadoulet & Janvry, 1995). Trọng tâm của phân tích cầu tiêu dùng thực phẩm là ước lượng các độ co dãn của cầu theo giá, theo chi tiêu, hoặc theo các nhân tố khác có ảnh hưởng đến cầu tiêu dùng thực phẩm của hộ gia đình sẽ hỗ trợ trong việc xác định cơ cấu và phát triển các chính sách nông nghiệp và thực phẩm khác nhau. Tuy nhiên, rất ít các nghiên cứu được thực hiện để phục vụ cho mục đích chính sách ở VN trong thời gian qua. Mục tiêu của nghiên cứu này là để ước lượng các độ co dãn của cầu theo giá và theo chi tiêu cho các mặt hàng thịt và cá, cũng như phân tích các kiểu hình chi tiêu theo khu vực thành thị và nông thôn, và theo các nhóm thu nhập, trên cơ sở đó đề ra một số gợi ý về chính sách.

2. Cơ sở lí thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Khung lí thuyết

Nghiên cứu này dựa trên khung lí thuyết của mô hình QUAIDS được phát triển bởi Banks & cộng sự (1997), nó có tỉ phần chi tiêu là hàm bậc hai theo log của tổng chi tiêu hay thu nhập, là một ví dụ của hệ thống cầu thực nghiệm đã được phát triển cho phép tính phi tuyến trong chi tiêu hay thu nhập.

Mô hình QUAIDS dạng tổng quát:

Mô hình QUAIDS có được dựa trên hàm hữu dụng gián tiếp sau:

$$\ln V(p,x) = \left\{ \left[\frac{\ln x - \ln f(p)}{b(p)} \right]^{-1} + h(p) \right\}^{-1} \qquad (1)$$

*PGS.TS., Trường Đại học Kinh tế TP.HCM
**ThS., Trường Đại học Nha Trang
Email: hoaianh@ueh.edu.vn, thaiktdhts@yahoo.com

Trong đó: p = (p_1, p_2, …, p_n) là véctơ giá của n loại hàng hóa và *x* là biểu thị cho tổng chi tiêu của các loại hàng hóa đó. Các hàm tổng hợp giá riêng biệt f(p), b(p) và h(p) được định nghĩa như sau:

Cụ thể, f(p) có dạng translog sau đây:

$$\ln f(p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

Và b(p) là số hạng tổng hợp giá Cobb – Douglas giản đơn được xác định như sau:

$$b(p) = \prod_{i=1}^{6} p_i^{\beta_i} \quad (3)$$

Hoặc theo Matsuda (2006) có thể thay thế bằng số hạng tổng hợp giá Cobb – Douglas được xác định dưới dạng log kép như sau:

$$\ln b(p) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \ln p_i \quad (4)$$

Và h(p) được định nghĩa như sau:

$$\ln h(p) = \eta_0 + \sum_{i=1}^{n} \eta_i \ln p_i \quad (5)$$

Chú ý rằng, f(p) là đồng nhất bậc 1 trong giá, còn b(p) và h(p) là đồng nhất bậc 0 trong giá. Vì vậy, V(p, x) được yêu cầu là đồng nhất bậc 0 trong giá và thu nhập.

Ứng dụng mệnh đề Roy đối với phương trình (1) ta được mô hình QUAIDS như sau:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{x}{f(p)} + \frac{\eta_i}{b(p)} \left[\ln \frac{x}{f(p)}\right]^2 + U_i$$

, i = 1, 2, …, n. (6)

Trong đó: w_i là tỉ phần chi tiêu cho mặt hàng i, p_j là giá của mặt hàng j, *x* là tổng chi tiêu của các mặt hàng có trong hệ thống, γ là hệ số của biến giá, β là hệ số của biến chi tiêu (thu nhập) và η là hệ số của biến chi tiêu bình phương.

Để thoả mãn các tính chất của lí thuyết cầu, các ràng buộc lên các tham số của mô hình QUAIDS là cần thiết, cụ thể:

Tính cộng dồn: $\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1$, $\sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$, $\sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0$, $\sum_{i=1}^{n} \eta_i = 0$ (7)

Tính đối xứng:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (8)$$

Tính đồng nhất:

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (9)$$

Theo Matsuda (2006), độ co dãn theo chi tiêu được tính như sau:

$$A_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} + \frac{2\eta_i}{w_i b(p)} \ln \frac{x}{f(p)}, \text{ i = 1, 2, …, n.} \quad (10)$$

Và độ co dãn theo giá riêng (i = j) và theo giá chéo (i ≠ j):

$$E_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i}\left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k\right) -$$

$$-\frac{\eta_i}{w_i b(p)}\left[2\left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k\right) + \beta_j \ln \frac{x}{f(p)}\right] \ln \frac{x}{f(p)}$$

, i, j = 1, 2, …, n. (11)

Mô hình QUAIDS dạng ước lượng:

Để tạo ra mô hình QUAIDS tuyến tính ở giai đoạn ước lượng hay còn được biết đến là mô hình LA/QUAIDS (Linear Approximated Quadratic Almost Ideal Demand System), chúng ta cần phải thay thế cả hai số hạng tổng hợp giá translog, nghĩa là f(p) và số hạng tổng hợp giá Cobb – Douglas, nghĩa là b(p) của phương trình (6) với các biến tổng hợp mà nó không phụ thuộc vào các tham số chưa biết. Blundell & cộng sự (1993) đề xuất mở rộng mô hình AIDS bằng cách chỉ đơn giản là thêm vào mô hình AIDS một số hạng chi tiêu lôgarít bậc hai. Sử dụng đơn vị (1) thay cho b(p), hệ thống hàm cầu của họ được coi là một phiên bản gần đúng của QUAIDS. Theo Matsuda (2006) thì đề xuất của Blundell & cộng sự (1993) kết hợp với việc sử dụng chỉ số giá Laspeyres thay thế cho chỉ số giá Stone sẽ cho kết quả tốt trong ước lượng mô hình QUAIDS. Do vậy, trong nghiên cứu này mô hình (6) sẽ được ước lượng với chỉ số giá Laspeyres và thay thế tổng hợp giá Cobb – Douglas b(p) bằng 1. Khi đó, phương trình (6) sẽ được viết lại như phương trình (12):

Trong đó, H_k là tập hợp các biến nhân khẩu học và các biến kinh tế xã hội khác cũng được đưa vào mô hình nhằm mục đích đo lường những tác động của các biến này đến cầu tiêu dùng, cũng như để

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{4} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \left(\ln x - \sum_{i=1}^{4} \overline{w}_i \ln p_i \right) + \eta_i \left(\ln x - \sum_{i=1}^{4} \overline{w}_i \ln p_i \right)^2 + \sum_k \lambda_{ik} H_k + U_i \quad (12)$$

phản ánh bản chất của dữ liệu khảo sát ở mức độ hộ gia đình.

2.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu được trích ra từ bộ dữ liệu của cuộc điều tra về mức sống của hộ gia đình ở VN năm 2008. Cụ thể, tác giả sử dụng mẫu thu nhập và chi tiêu gồm 9.189 hộ gia đình trong cuộc khảo sát để phân tích. Tuy nhiên, một số hộ gia đình không được báo cáo đầy đủ thông tin về các biến nhân khẩu học nên đã bị bỏ ra khi phân tích. Ngoài ra, một số hộ gia đình với chi tiêu âm (có thể do vấn đề nhập liệu sai) cũng được xóa đi từ mẫu. Kết quả, số mẫu được phân tích là 9.108 hộ gia đình.

Một trong những vấn đề kinh tế lượng chính yếu trong việc ước lượng mô hình hàm cầu bằng việc sử dụng dữ liệu vi mô ở cấp độ hộ gia đình là có nhiều hộ gia đình không tiêu dùng (zero consumption) các thực phẩm khác nhau trong suốt giai đoạn khảo sát. Do vậy, dữ liệu thu thập được chứa nhiều trường hợp "tiêu dùng bằng không" cho một số hàng hóa cụ thể. Liên quan đến vấn đề tiêu dùng bằng không là vấn đề thiếu dữ liệu về giá. Vì các hộ gia đình với tiêu dùng bằng không sẽ không có thông tin về số lượng tiêu dùng. Do đó, sẽ không thể có được các thông tin về giá cho các hộ gia đình này. Để ước lượng hệ thống hàm cầu hoàn chỉnh thì giá cả phải có sẵn cho tất cả các mặt hàng và cho tất cả các hộ gia đình. Có nhiều cách để thu được dữ liệu giá cả bị thiếu đối với các hộ gia đình có tiêu dùng bằng không, trong nghiên cứu này, giá của bốn mặt hàng thịt và cá được sử dụng cho ước lượng thu được bằng cách lấy tổng giá trị chi tiêu của mỗi mặt hàng chia cho số lượng được mua tương ứng với mặt hàng đó. Đối với dữ liệu bị thiếu về giá do các hộ gia đình không mua trong thời gian tiến hành cuộc khảo sát có được bằng cách áp dụng phương pháp của Chern & cộng sự (2003) và Linh Vu Hoang (2009) nhưng có một sự điều chỉnh nhỏ, nghĩa là phân tích này giả định rằng mỗi hộ gia đình đang đối diện với giá trung bình của mỗi loại hàng hóa phụ thuộc vào mức thu nhập và khu vực mà họ đang sinh sống. Bộ dữ liệu khảo sát VHLSS2008 gồm 8 vùng kinh tế và 5 nhóm thu nhập. Vì vậy, mỗi mặt hàng có tổng cộng 40 giá trung bình từ mẫu. Nghiên cứu này có 4 mặt hàng, do đó, có tổng cộng 160 giá trung bình từ mẫu phân tích.

2.3. Kĩ thuật ước lượng mô hình

Để giải quyết vấn đề tiêu dùng bằng không, Heien & Wessells (1990) đã khái quát quy trình hai bước của Heckman (1979) để kết hợp tỉ lệ IMR (Inverse Mill Ratio) cho các quan sát có giá trị bằng 0 trong biến phụ thuộc, từ đó sử dụng tất cả các quan sát trong bước thứ hai. Tỉ lệ IMR được tính cho mỗi hộ gia đình (h) và hàng hóa i, sử dụng phương pháp ước lượng thích hợp cực đại (maximum likelihood) từ mô hình hồi quy Probit, và do vậy, bằng tỉ lệ của hàm mật độ chuẩn tắc (ϕ) trên hàm phân phối tích lũy chuẩn tắc (Φ):

$$IMR_{ih} = \frac{\phi(x\beta)}{\Phi(x\beta)} \text{ nếu } y_{ih} = 1 \quad (13)$$

$$\text{và } IMR_{ih} = \frac{\phi(x\beta)}{1-\Phi(x\beta)} \text{ nếu } y_{ih} = 0 \quad (14)$$

Trong đó, x là các biến giải thích, β là véctơ tham số, và y_{ih} là biến giả bằng 1 nếu hộ gia đình h tiêu dùng hàng hóa thứ i và bằng 0 nếu hộ gia đình h không tiêu dùng. Nghiên cứu này, tác giả sử dụng phiên bản đã được khái quát bởi Heien & Wessells (1990) từ thủ tục hai bước của Heckman (1979) vì nó bao gồm tất cả các quan sát trong phương trình hồi quy ở bước 2. Như vậy, phương trình hàm cầu dùng trong ước lượng kết hợp số hạng hiệu chỉnh thiên lệch chọn mẫu (IMR) là:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{4} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \left(\ln x - \sum_{i=1}^{4} \overline{w}_i \ln p_i \right) + \eta_i \left(\ln x - \sum_{i=1}^{4} \overline{w}_i \ln p_i \right)^2 + \sum_k \lambda_{ik} H_k + \pi_i IMR_i + U_i \quad (15)$$

Phương pháp ước lượng trong nghiên cứu là SUR (Seemingly Unrelated Regression) nhằm để đạt được 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 thoả mãn điều kiện cộng dồn, trong nghiên cứu này hàm cầu cá được loại bỏ. Các ràng buộc cộng dồn từ (7) được sử dụng để tìm

các tham số trong hàm cầu cho mặt hàng cá. Các độ co dãn trong phương trình (15) được điều chỉnh từ các công thức tính độ co dãn trong (10) và (11) như sau:

Độ co dãn theo chi tiêu:

$$A_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} + \frac{2\eta_i}{w_i}\left(\ln x - \sum_i \overline{w}_i \ln p_i\right), \quad i = 1, 2, \ldots, n. \qquad (16)$$

Và độ co dãn theo giá riêng (i = j) và theo giá chéo (i ≠ j):

$$E_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i}\left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k\right) - \frac{\eta_i}{w_i}\left[2\left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k\right) + \beta_j\left(\ln x - \sum_i \overline{w}_i \ln p_i\right)\right]\left(\ln x - \sum_i \overline{w}_i \ln p_i\right)$$

i, j = 1, 2, …, n. (17)

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Trước tiên, hệ thống các phương trình hàm cầu thịt và cá được ước lượng bằng việc không áp đặt các ràng buộc về tính đồng nhất và tính đối xứng. Để kiểm định các ràng buộc về tính đồng nhất và tính đối xứng, kiểm định Wald được sử dụng.

Bảng 1. Các thống kê kiểm định Wald cho các ràng buộc về tính đồng nhất và tính đối xứng

Ràng buộc	Thống kê kiểm định Wald (Chi-square - χ^2)	Bậc tự do (df)	P-value
Đồng nhất	20,1311	3	0,0002
Đối xứng	30,3431	3	0,0000
Đồng nhất và đối xứng	58,6962	6	0,0000

Kết quả kiểm định Wald cho kết luận bác bỏ giả thuyết các ràng buộc lí thuyết cầu về tính đồng nhất (χ^2 = 20,1311, p-value = 0,0002); tính đối xứng (χ^2 = 30,3431, p-value = 0,0000); và đồng thời cả tính đồng nhất và tính đối xứng (χ^2 = 58,6962, p-value = 0,0000).

Với giả định hành vi của người tiêu dùng là hữu lí, lí thuyết tiêu dùng đã chỉ ra rằng người tiêu dùng cá nhân tối đa hóa độ thoả dụng của họ với điều kiện giới hạn về ngân sách đã dẫn đến các ràng buộc về tính đối xứng và tính đồng nhất trong các phương trình hàm cầu (Deaton & Muellbauer, 1980b). Sự vi phạm các ràng buộc này không phải là kết quả duy nhất trong các nghiên cứu thực nghiệm hiện có đối với cầu thực phẩm (Xie, Kinnucan, và Myrland, 2008, 2009; Xie & Myrland, 2011, trích trong Nguyen Tien Thong, 2012). Các nguyên nhân có thể gây ra sự vi phạm này là do các sai số xấp xỉ trong dạng hàm, sự gộp dữ liệu, hoặc bản chất hành vi của người tiêu dùng là động trong khi đó mô hình tĩnh không phản ánh được (Deaton & Muelbauer, 1980b; Anderson & Blundell, 1983, trích trong Nguyen Tien Thong, 2012). Theo Frank Asche & cộng sự (2005) thì một sự bác bỏ giả thuyết về tính đồng nhất và tính đối xứng không ngụ ý rằng lí thuyết tiêu dùng là sai. Trong nghiên cứu thực nghiệm, một trong những cách mà các nhà kinh tế thường sử dụng khi các ràng buộc về tính đồng nhất và tính đối xứng bị bác bỏ là áp đặt các ràng buộc này với việc không tiến hành kiểm định thêm (ví dụ, Nguyen Tien Thong, 2012; Ananda Weliwita & cộng sự, 2003; Barten & Bettendorf, 1989; Eales, Durham, và Wessells, 1997; Park, Thurman, & Easley, 2004; Xie, Kinnucan, và Myrland, 2008, 2009; Xie & Myrland, 2011, dẫn theo Nguyen Tien Thong, 2012). Với mong muốn có được các ước lượng độ co dãn mà nó phù hợp với lí thuyết cầu, tác giả chọn cách mà các nhà nghiên cứu thường dùng là áp đặt các ràng buộc khi ước lượng hệ thống các phương trình hàm cầu. Như vậy, những giải thích và thảo luận sau đây là dựa trên kết quả của mô hình có ràng buộc.

Bảng 2. Kết quả của kiểm định Wald cho đặc trưng mô hình AIDS, ảnh hưởng của các biến nhân khẩu học, và các biến địa lí học

	Chi – bình phương (χ^2)	Bậc tự do (df)	P-_value
Đặc trưng mô hình AIDS	31,6803	3	0,0000
Ảnh hưởng của các biến nhân khẩu học	285,5403	12	0,0000
Ảnh hưởng của các biến địa lí học	3757,092	24	0,0000

Bảng 2 trình bày kết quả kiểm định Wald cho việc nhận dạng mô hình AIDS, ảnh hưởng của các biến nhân khẩu học và địa lí học. Bởi vì mô hình

AIDS được lồng trong mô hình QUAIDS, kiểm định Wald thông thường được sử dụng để kiểm định ý nghĩa chung các hệ số hồi quy của các số hạng chi tiêu logarit bình phương. Kết quả bác bỏ giả thuyết đặc trưng mô hình AIDS và ủng hộ đặc trưng mô hình QUAIDS (với χ^2 = 31,6803, P_value = 0,0000). Kết quả này cũng có nghĩa là tồn tại một số hạng chi tiêu logarit bình phương có ý nghĩa thống kê trong mô hình LA/QUAIDS. Kết quả kiểm định Wald còn cho thấy các biến nhân khẩu và địa lí học cũng ảnh hưởng đến hành vi cầu tiêu dùng hộ gia đình các mặt hàng thịt và cá (với các giá trị thống kê Chi – bình phương và p_value lần lượt là χ^2 = 285,5403, P-_value = 0,0000 và χ^2 = 3757,092, P_value = 0,0000).

Trong phân tích cầu, vấn đề quan trọng là tính toán các độ co dãn của cầu theo giá và theo chi tiêu. Theo Jinghua Xie (2009), ý nghĩa thống kê của các tham số trong mô hình AIDS ít có ý nghĩa về mặt kinh tế. Vì vậy, để đánh giá ảnh hưởng của giá và thu nhập lên chi tiêu các mặt hàng thịt và cá, nghiên cứu tập trung vào độ co dãn. Ý nghĩa về kinh tế và chính sách được đánh giá thông qua các độ co dãn của nó.

Đối với cả nước (mẫu chung), độ co dãn theo chi tiêu lần lượt là 0,894, 1,009, 1,024, và 1,161 cho thịt lợn, thịt bò, thịt gà và cá. Kết quả này ngụ ý rằng cầu cho mặt hàng cá là nhạy cảm nhất đối với sự thay đổi trong tổng chi tiêu, tiếp theo là thịt gà, thịt bò và thịt lợn, nghĩa là mặt hàng cá sẽ được chi tiêu nhiều nhất hoặc ít nhất trong ba mặt hàng cạnh tranh còn lại khi người tiêu dùng tăng hoặc giảm chi tiêu lên các mặt hàng thịt và cá. Các độ co dãn theo chi tiêu cho các mặt hàng thịt và cá này chỉ ra rằng nếu thu nhập của hộ gia đình tăng lên thì lượng cầu cho các mặt hàng này cũng tăng. Đặc biệt, chi tiêu cá, thịt gà và thịt bò trong tương lai sẽ tăng lên nhanh chóng nếu như nền kinh tế của VN vẫn duy trì được tốc độ tăng trưởng cao. Giả thuyết rằng đường cung của các mặt hàng này được cố định, sự dịch chuyển đường cầu đi lên (qua phải) sẽ ngụ ý rằng giá cân bằng của thị trường sẽ tăng lên. Vì độ co dãn theo giá riêng của thịt lợn và cá là nhỏ hơn 1, nó được dự đoán rằng sự gia tăng giá do sự dịch chuyển của đường cầu sẽ dẫn đến một sự giảm trong lượng cầu với một tỉ lệ nhỏ hơn tỉ lệ tăng của giá. Vì vậy, bất cứ chính sách nào nhằm để gia tăng thu nhập của người dân là có khả năng để tăng cường các cơ hội có được một chế độ ăn uống chất lượng cao. Thêm vào đó, mặt hàng cá đã giành được vị trí quan trọng trong chế độ ăn uống của người dân VN như được chỉ ra bởi độ co dãn theo chi tiêu cao và độ co dãn theo giá riêng thấp.

Theo khu vực, đối với các hộ gia đình ở thành thị thì thịt bò và cá là hàng hóa xa xỉ, còn thịt lợn và thịt gà lại là hàng hóa thiết yếu. Trong khi đó, ở khu vực nông thôn thì chỉ có thịt bò là hàng hóa xa xỉ, còn thịt lợn, thịt gà và cá là hàng hóa thiết yếu. Độ co dãn theo chi tiêu của thịt lợn và thịt bò ở khu vực nông thôn nhỏ hơn so với khu vực thành thị, nhưng độ co dãn theo chi tiêu của thịt gà và cá ở khu vực nông thôn lại cao hơn so với khu vực thành thị. Kết quả này có nghĩa là người dân ở khu vực thành thị có khuynh hướng tăng tiêu dùng các mặt hàng thịt lợn và thịt bò nhiều hơn so với người dân ở khu vực nông thôn khi tổng chi tiêu tăng lên. Ngược lại, người dân ở khu vực nông thôn có khuynh hướng tăng tiêu dùng các mặt hàng thịt gà và cá nhiều hơn so với khu vực thành thị khi tổng chi tiêu tăng lên. Điều này chứng tỏ kiểu hình tiêu dùng của các hộ gia đình ở khu vực thành thị và nông thôn là khác nhau. Đây là một trong những lí do tại sao cần phải tiến hành phân tích các kiểu hình chi tiêu của những hộ gia đình ở khu vực nông thôn tách biệt với các hộ

Bảng 3. Độ co dãn theo chi tiêu của các mặt hàng thịt và cá

	Độ co dãn theo chi tiêu (A_i)							
i	Cả nước	Thành thị	Nông thôn	Nhóm 1	Nhóm 2	Nhóm 3	Nhóm 4	Nhóm 5
1	0,894	0,951	0,890	0,819	0,872	0,866	0,893	0,866
2	1,009	1,057	0,964	0,455	0,800	0,805	0,935	1,102
3	1,029	0,803	0,892	0,115	0,495	0,877	1,115	1,119
4	1,161	1,106	1,203	1,430	1,296	1,250	1,153	1,126

Ghi chú: i: Các loại thịt và cá; 1: thịt lợn; 2: thịt bò; 3: thịt gà; 4: cá

gia đình ở khu vực thành thị.

Theo nhóm thu nhập, đối với mặt hàng thịt lợn và cá thì hầu hết các ước lượng độ co dãn theo chi tiêu là ít thay đổi một cách tương đối qua các nhóm thu nhập khác nhau của hộ gia đình. Mặt khác, với mặt hàng cá kết quả chỉ ra rằng cầu của những hộ gia đình có thu nhập thấp hơn có khuynh hướng co dãn theo chi tiêu lớn hơn, trong khi đó những hộ gia đình có thu nhập cao hơn thì co dãn nhỏ hơn, và cá là mặt hàng xa xỉ đối với tất cả những hộ gia đình thuộc các nhóm thu nhập khác nhau. Một ví dụ đáng quan tâm khác là thịt lợn là hàng hóa thiết yếu đối với tất cả các hộ gia đình qua các nhóm thu nhập khác nhau, trong khi đó mặt hàng thịt bò, thịt gà lại là hàng hóa thiết yếu đối với những hộ gia đình thuộc nhóm có thu nhập thấp nhưng là hàng hóa xa xỉ đối với những hộ gia đình thuộc nhóm có thu nhập cao. Kết quả này dường như có thể gây ra một sự tranh luận, rằng người giàu mới xem những mặt hàng như thịt bò, thịt gà là hàng hóa thiết yếu, còn đối với người nghèo thì những mặt hàng thịt bò, thịt gà mới là hàng hóa xa xỉ. Tuy nhiên, vấn đề này có thể được giải thích là rất có thể những người nghèo họ tự cung cấp những mặt hàng này với chi phí sản xuất thấp một cách đáng kể, hoặc tiêu dùng những mặt hàng thịt bò, thịt gà giá rẻ với chất lượng thấp, trong khi những người giàu, hầu hết họ sống ở khu vực thành thị phải mua với giá cao và các sản phẩm thịt bò, thịt gà với chất lượng cao hơn. Hoặc điều này cũng có thể được giải thích với giả định rằng những người tiêu dùng giàu có mua nhiều hơn và cũng mua loại thịt bò, thịt gà đắt hơn và vì thế tác động trở lại gần như tức thì đối với sự thay đổi về chi tiêu các loại thực phẩm này. Mặt khác, kiểu hình chi tiêu đối với mặt hàng thịt gà, thịt bò là khác nhau ở những hộ gia đình thuộc nhóm có thu nhập thấp so với các hộ gia đình thuộc nhóm thu nhập cao. Cụ thể, khi thu nhập tăng lên 1% thì lượng cầu thịt gà, thịt bò tăng lên lần lượt là 0,115% và 0,455% cho các hộ gia đình thuộc nhóm 1 (nghèo nhất), trong khi đó lượng cầu thịt gà, thịt bò tăng lên lần lượt là 1,119% và 1,102% cho các hộ gia đình thuộc nhóm 5 (giàu nhất).

Việc ước lượng các độ co dãn theo chi tiêu phân khúc theo thu nhập chỉ ra rằng chi tiêu cho mặt hàng cá chiếm khoảng 35% trong tổng chi tiêu các mặt hàng thịt và cá, dựa vào độ co dãn theo chi tiêu có thể nói cá được xem như là loại thực phẩm khá co dãn trong các hộ gia đình thuộc tất cả các nhóm thu nhập từ thấp nhất đến cao nhất. Kết quả này cũng giống như kết quả ước lượng độ co dãn theo chi tiêu cho mặt hàng cá đối với khu vực thành thị và nông thôn, và đối với cả nước (mẫu chung). Do đó, nó đáng được đề cập đến độ co dãn theo chi tiêu cho mặt hàng cá cao hơn so với độ co dãn theo chi tiêu thấp hơn của các mặt hàng thịt lợn, thịt bò và thịt gà. Điểm đặc trưng cụ thể này có thể được cho là kiểu hình tiêu dùng chính yếu đối với người dân VN hiện nay. Một sự giải thích hợp lí có thể là do sở thích tiêu dùng và nguồn cung cấp các mặt hàng thịt đã không có sự thay đổi đáng kể trong những năm qua. Trái lại, kiểu hình tiêu dùng cho mặt hàng cá đã có sự thay đổi đáng kể. Ngày nay, thu nhập bình quân đầu người ở VN đã có sự tăng lên tương đối có thể là nguyên nhân làm dịch chuyển nhu cầu giữa các loại thực phẩm thịt, cá này. Điều đó có thể dẫn đến các độ co dãn theo chi tiêu cho mặt hàng cá cao hơn. Mặt khác, khi đời sống của người dân được nâng cao thì họ có xu hướng ăn nhiều cá hơn (có thể vì lí do sức khỏe). Do vậy, cá là một mặt hàng thay thế cho các mặt hàng thịt trong bữa ăn của gia đình.

Theo lí thuyết kinh tế, độ co dãn của cầu theo giá riêng được kì vọng có dấu âm, chỉ ra rằng hệ số góc của đường cầu là âm. Kết quả trên cho thấy độ co dãn theo giá riêng của bốn mặt hàng thịt và cá đều có dấu âm đúng với kì vọng lí thuyết.

Đối với cả nước (mẫu chung), độ co dãn không bù đắp và bù đắp theo giá riêng của mặt hàng thịt lợn và cá là nhỏ hơn 1, có nghĩa là cầu thịt lợn và cá là ít nhạy cảm với giá. Ngược lại, độ co dãn không bù đắp và bù đắp theo giá riêng của thịt bò và thịt gà là lớn hơn 1, chỉ ra rằng cầu thịt bò và thịt gà lại rất nhạy cảm với sự thay đổi của giá cả. Độ co dãn không bù đắp theo giá riêng bao gồm hai ảnh hưởng thành phần, tức là ảnh hưởng thay thế hay ảnh hưởng của giá và ảnh hưởng thu nhập. Độ co dãn không bù đắp của cầu theo giá riêng cho thịt lợn, thịt bò, thịt gà và cá lần lượt là -0,8219, -1,2076, -1,3564 và -0,9170 chỉ ra rằng nếu giá giảm 10% (với điều kiện các yếu tố khác không đổi) khi đó lượng cầu cho thịt lợn, thịt bò, thịt gà và cá sẽ tăng lên lần lượt là 8,219%, 12,076%, 13,564%, và 9,170%. Trong tổng số tăng lên trong lượng cầu đó thì phần tăng lên do ảnh hưởng thay thế lần lượt là 3,434%, 11,429%, 12,954% và 5,214%

Bảng 4. Độ co dãn của cầu Marshallian và Hicksian các mặt hàng thịt và cá

Độ co dãn Marshallian (không bù đắp) theo giá riêng (E_{ii})								
i	Cả nước	Thành thị	Nông thôn	Nhóm1	Nhóm 2	Nhóm 3	Nhóm 4	Nhóm 5
1	-0,8219	-0,7028	-0,8643	-0,876	-0,983	-0,961	-0,779	-0,772
2	-1,2076	-1,0512	-1,4629	-1,579	-2,384	-1,086	-1,127	-1,073
3	-1,3564	-0,8201	-1,9793	-1,985	-2,414	-2,191	-1,477	-0,993
4	-0,9170	-0,7546	-0,9192	-1,149	-1,238	-1,194	-0,999	-0,862
Độ co dãn Hicksian (bù đắp) theo giá riêng (E_{ii}^*)[1]								
1	-0,3434	-0,2707	-0,3630	-0,397	-0,486	-0,496	-0,316	-0,364
2	-1,1429	-0,9489	-1,4119	-1,563	-2,349	-1,042	-1,059	-0,949
3	-1,2954	-0,7394	-1,9387	-1,982	-2,394	-2,145	-1,399	-0,875
4	-0,5214	-0,3698	-0,5121	-0,648	-0,790	-0,748	-0,606	-0,511

Ghi chú: i: Các loại thịt và cá; 1: thịt lợn; 2: thịt bò; 3: thịt gà; 4: cá

cho thịt lợn, thịt bò, thịt gà và cá, nghĩa là phần tăng lên do ảnh hưởng thay thế này chính là độ co dãn bù đắp như được chỉ ra ở Bảng 4. Ảnh hưởng thu nhập của việc giá giảm giải thích cho phần còn lại lần lượt là 4,785% (tức là 8,219% - 3,434% = 4,785%), 0,647%, 0,61% và 3,956% cho thịt lợn, thịt bò, thịt gà và cá tăng lên do tăng trong thu nhập thực tế, mặc dù số lượng tuyệt đối của tiền thu nhập vẫn không thay đổi. Nếu thu nhập cũng tăng lên 10% đồng thời giảm 10% trong giá của các mặt hàng thịt và cá (với điều kiện các yếu tố khác không đổi) thì lượng cầu thịt lợn, thịt bò, thịt gà và cá sẽ tăng lên lần lượt là 17,158% (tức 8,219% + 8,939% = 17,158%), 22,167%, 23,802%, và 20,777%. Tuy nhiên, khi thu nhập tăng lên sẽ làm dịch chuyển đường cầu của các mặt hàng này đi lên (dịch chuyển qua phải), kết quả là làm tăng giá các mặt hàng này. Đây là điều không mong muốn trong một đất nước như VN, nơi mà phần lớn người dân thuộc nhóm có thu nhập thấp và phải phụ thuộc nhiều vào thị trường.

Theo khu vực, độ co dãn không bù đắp theo giá riêng cho mặt hàng thịt lợn, thịt bò, thịt gà và cá đối với khu vực nông thôn lần lượt là -0,8643, -1,4629, -1,9793 và -0,9192. Kết quả này có nghĩa rằng tiêu dùng thịt bò và thịt gà là nhạy cảm hơn đối với sự thay đổi trong giá riêng, còn thịt lợn và cá là ít nhạy cảm hơn với sự thay đổi trong giá riêng của nó. Trong khi đó, độ co dãn không bù đắp theo giá riêng cho mặt hàng thịt lợn, thịt bò, thịt gà và cá đối với khu vực thành thị lần lượt là -0,7028, -1,0512, -0,8201và -0,7546. Điều này có nghĩa là chỉ có thịt bò là co dãn nhiều, còn thịt lợn, thịt gà và cá là co dãn ít. Tất cả các độ co dãn không bù đắp và bù đắp của các mặt hàng thịt và cá theo giá riêng ở khu vực nông thôn lớn hơn so với khu vực thành thị, điều này ngụ ý rằng các hộ gia đình ở khu vực nông thôn nhạy cảm theo giá lớn hơn so với khu vực thành thị. Kết quả này cho thấy có sự khác nhau về các kiểu hình tiêu dùng trong hành vi cầu giữa các hộ gia đình ở khu vực nông thôn và thành thị.

Theo nhóm thu nhập, cầu cho mặt hàng thịt lợn là ít nhạy cảm nhất đối với sự thay đổi trong giá riêng của nó. Ngược lại, các hộ gia đình có xu hướng phản ứng mạnh hơn đối với sự thay đổi về giá trong các sản phẩm thịt bò, thịt gà và cá. Độ co dãn không bù đắp và bù đắp đối với thịt lợn là không có thay đổi một cách có hệ thống qua các nhóm thu nhập khác nhau. Cầu cho các mặt hàng thịt bò, thịt gà và cá là co dãn nhiều đối với các hộ gia đình có thu nhập thấp hơn, nhưng là co dãn ít đối với những hộ gia đình có thu nhập cao. Điều này ngụ ý rằng những hộ gia đình có thu nhập cao hơn thì ít nhạy cảm về giá hơn so với những hộ gia đình có thu nhập thấp hơn khi giá tăng lên. Chứng tỏ có sự khác nhau về kiểu hình tiêu dùng các mặt hàng thịt bò, thịt gà và cá qua các nhóm thu nhập khác nhau của hộ gia đình ở VN.

4. Kết luận

Nghiên cứu này trình bày một phân tích về các kiểu hình chi tiêu các sản phẩm thịt và cá của các hộ gia đình ở VN bằng việc sử dụng bộ dữ liệu của cuộc khảo sát về mức sống hộ gia đình ở VN năm 2008. Kiểm định Wald được thực hiện để xác định đặc trưng mô hình nào là phù hợp nhất với dữ liệu nghiên cứu ở VN. Kết quả phân tích cho thấy mô hình QUAIDS phù hợp hơn so với mô hình AIDS. Đây là nghiên cứu đầu tiên áp dụng mô hình QUAIDS để phân tích các kiểu hình tiêu dùng thực phẩm nói chung và tiêu dùng các mặt hàng thịt và cá nói riêng ở VN. Kết quả nghiên cứu cho thấy các biến nhân khẩu học và các biến kinh tế xã hội khác có ảnh hưởng mạnh đến tiêu dùng các mặt hàng thịt và cá của các hộ gia đình và cá là mặt hàng xa xỉ đối với tất cả các nhóm hộ gia đình. Nhìn chung, cầu các mặt hàng thịt và cá là co dãn hơn giữa các hộ gia đình thuộc nhóm có thu nhập thấp và ở nông thôn hơn là giữa những hộ gia đình thuộc nhóm thu nhập cao và ở khu vực thành thị.

Có sự khác nhau đáng kể trong các kiểu hình tiêu dùng thịt và cá của các hộ gia đình ở khu vực thành thị và nông thôn, cũng như giữa các hộ gia đình thuộc các nhóm thu nhập. Điều này ngụ ý rằng một phân tích chính xác các kiểu hình chi tiêu cho các sản phẩm thịt và cá ở VN đòi hỏi một phân tích tách biệt theo các nhóm có tính đến sự khác biệt trong hành vi cầu tiêu dùng cụ thể. Vì vậy, các chính sách cho thực phẩm có trọng điểm nên được thiết lập dựa trên các kiểu hình hành vi tiêu dùng cụ thể của mỗi nhóm theo khu vực thành thị và nông thôn, cũng như theo các nhóm thu nhập khác nhau sẽ có hiệu quả hơn■

GHI CHÚ

[1] Để tính độ co dãn trong mô hình hàm cầu Hicksian chúng ta sử dụng phương trình Slutsky như sau: $E_{ij}^{*} = E_{ij} + w_j A_i$ (E_{ij}^{*}: độ co dãn Hicksian; E_{ij}: độ co dãn Marshallian). Trong nghiên cứu này, các độ co dãn đều được tính tại điểm trung bình mẫu.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Banks, J., R. Blundell, and A. Lewbel. (1997), "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand", *Review of Economics and Statistics,* 79(4), 527-539.

Barten, A. P., (1964), "Consumer Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences", *Econometrica,* 32, 1-38.

Blundell RW, Pashardes P, Weber G, (1993), "What Do We Learn about Consumer Demand Patterns from Micro Data?" *American Economic Review,* 83, 570–597.

Chern, W. S., Ishibashi, K., Taniguchi, K., & Yokoyama, Y. (2003), *Analysis of Food Consumption Behavior by Japanese Households*, FAO Economic and Social Development working paper, 152.

Deaton A. S. and J. Muellbauer (1980b), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press.

Frank Asche, Trond & Gordon, (2005), *Demand Structure for Fish*, SNF Working Paper No.37/05.

Heckman, J.J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica,* 47, 153 - 162.

Heien, D. & Wessells, C.R. (1990), "Demand System Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 365–371.

Jinghua Xie, 2009, *Modeling Source-Differentiated Demand of Farmed Atlantic Salmon,* Unpublished PhD Thesis, The University of Tromso, Norway.

Linh Vu Hoang (2009), *Estimation of Food Demand from Household Survey Data in Vietnam*, Working Paper Series No. 2009/12, Depocen working papers are available online at Z2.

Matsuda, T., (2006), "Linear Approximations to the Quadratic Almost Ideal Demand System", *Empirical Economics,* 31, 663-675.

Moschini, G., (1995), "Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation", *American Agricultural Economics Association*, 77, 63-68.

Nguyen Tien Thong, (2012), "An Inverse Almost Ideal Demand System for Mussels in Europe", *Marine Resource Economics*, 27, 149–164.

Sadoulet, E., and A. de Janvry, (1995), *Quantitative Development Policy Analysis*, Johns Hopkins University Press.