



Phân tích cầu tiêu dùng đồ uống có cồn tại Việt Nam

PHẠM THÀNH THÁI ^{a,*}, NGUYỄN VĂN HUY ^b

^a Trường Đại học Nha Trang

^b Công ty Yến Sào Khánh Hòa

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 04/05/2021 Ngày nhận lại: 20/07/2021 Duyệt đăng: 22/07/2021 Mã phân loại JEL: C31; D12; R22 Từ khóa: Cầu tiêu dùng; Đồ uống có cồn; Hàm cầu AIDS; Việt Nam Keywords: Consumer demand; Alcoholic beverages; AIDS function; Vietnam.	Mục tiêu của nghiên cứu này là xác định các độ co giãn của cầu đối với các sản phẩm đồ uống có cồn tại Việt Nam theo các yếu tố ảnh hưởng đến nó. Nghiên cứu sử dụng mô hình hàm cầu AIDS với Bộ dữ liệu về khảo sát mức sống dân cư Việt Nam năm 2018. Hàm cầu AIDS được ước lượng bằng phương pháp SUR (Seemingly Unrelated Regression). Kết quả nghiên cứu cho thấy cầu tiêu dùng rượu bia khá nhạy cảm với giá bán, các mặt hàng này không phải là các mặt hàng xa xỉ, và chúng là các sản phẩm thay thế cho nhau. Ngoài ra, rượu nhẹ là sản phẩm được tiêu dùng chủ yếu ở khu vực thành thị và các hộ gia đình có thu nhập cao, trong khi rượu mạnh chủ yếu được tiêu thụ ở nông thôn. Để hạn chế tiêu dùng rượu bia, chính sách tăng thuế suất thuế tiêu thụ đặc biệt nên được áp dụng. Abstract This paper aims to estimate demand functions and calculate demand elasticities for alcoholic beverages in Vietnamese households. The current work used the AIDS (Almost Ideal Demand System) system demand function with a data set of the Vietnam Household Living Standards Survey 2018. The AIDS demand function was estimated using the Seemingly Unrelated Regression (SUR) method. Research results showed that consumer demand for alcoholic beverages was sensitive to their price. Also, alcoholic drinks were not luxury goods, and they were substituted products. Light liquor drinks were consumed

* Tác giả liên hệ.

Email: thaigt@ntu.edu.vn (Phạm Thành Thái), huynvsanest@gmail.com (Nguyễn Văn Huy).

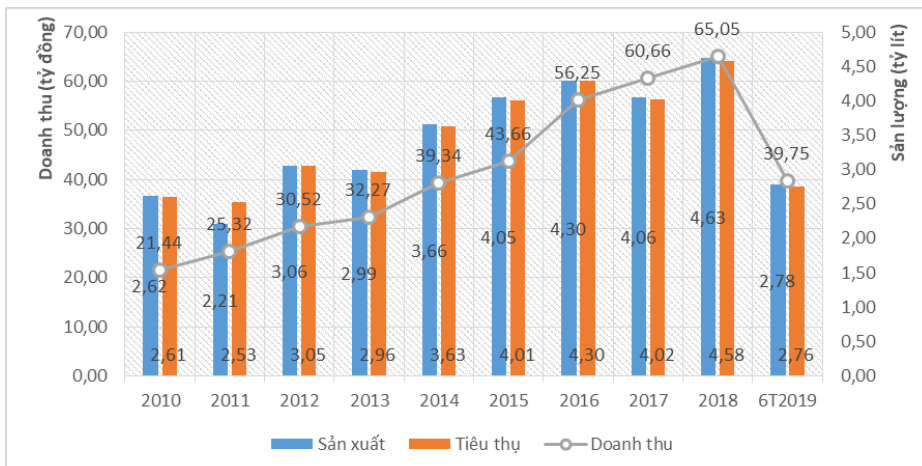
Trích dẫn bài viết: Phạm Thành Thái, & Nguyễn Văn Huy. (2021). Phân tích cầu tiêu dùng đồ uống có cồn tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 32(1), 53–70.

mainly in urban and high-income households, while rural regions consume much brandy. The excise tax rates should be increased for these products to reduce alcohol consumption and its negative impacts.

1. Giới thiệu

Năm 2019, tạp chí Forbes thống kê về tình trạng sử dụng đồ uống có cồn tại 189 quốc gia và vùng lãnh thổ giai đoạn 1990–2017. Trong đó, tốc độ tăng tiêu thụ bia, rượu của Việt Nam từ năm 2010 đến nay là 90%, cao nhất thế giới, gấp khoảng 2,5 lần so với quốc gia xếp sau là Ấn Độ (37,2%). Năm 2017, bình quân mỗi người Việt Nam tiêu thụ khoảng 8,9 lít đồ uống có cồn, xếp trên Ấn Độ (5,9 lít) và Nhật Bản (7,9 lít). Sự gia tăng tiêu thụ rượu, bia gây ra nhiều ngoại tác tiêu cực cho xã hội. Theo Ủy ban An toàn Giao thông Quốc gia (2019), có 18.736 vụ tai nạn giao thông (TNGT) xảy ra trong năm 2018. Trong đó, 3,36% số vụ tai nạn có nguyên nhân từ việc uống rượu, bia (tăng 2,07% so với cùng kỳ năm 2017).

Trước các tác động tiêu cực của việc sử dụng quá mức rượu, bia, nhiều chính sách can thiệp của Nhà nước được thực thi nhằm thay đổi hành vi sử dụng rượu, bia của người dân. Ví dụ, Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của luật thuế tiêu thụ đặc biệt năm 2014 đã tăng thuế suất thuế tiêu thụ đặc biệt áp lên các mặt hàng bia và rượu từ 20 độ cồn trở lên tăng từ 55% lên 65% và đối với rượu dưới 20 độ cồn, mức thuế suất tăng từ 30% lên 35% trong giai đoạn 2016–2018. Tuy nhiên, lượng tiêu thụ rượu, bia vẫn gia tăng, và doanh thu ngành rượu, bia đã tăng từ 43,66 tỷ đồng lên 65,05 tỷ đồng trong giai đoạn 2015–2018 (VIRAC¹, 2019). Phải chăng, việc áp thuế suất thuế tiêu thụ đặc biệt đối với bia và rượu như hiện nay đã không đạt được mục tiêu nhằm hạn chế sản xuất, kinh doanh và tiêu dùng những mặt hàng không có lợi cho sức khỏe, tác động tiêu cực đến đời sống văn hóa - xã hội như bia, rượu?



Hình 1. Tình hình sản xuất và tiêu thụ ngành Bia nội địa từ 2010 – 6T/2019

Nguồn: VIRAC (2019).

¹ Công ty Cổ phần Nghiên cứu Ngành và Tư vấn Việt Nam (Vietnam Industry Research And Consultancy – VIRAC).

Năm 2020, Chính phủ đã ban hành Nghị định 24/2020/NĐ-CP² về “Hướng dẫn Luật phòng, chống tác hại của rượu, bia”. Trong đó, gia tăng mức phạt đối với hành vi tham gia giao thông sau khi sử dụng rượu, bia là trọng tâm của nghị định này. Nghị định này đã làm giảm mạnh mức tiêu dùng rượu, bia của người dân. Hai Doanh nghiệp rượu, bia lớn nhất Việt Nam là Sabeco và Habeco đều báo cáo lỗ, cùng với doanh thu giảm gần 50% trong Quý I năm 2020 (Forbes Việt Nam, 2020). Có thể nhận thấy tác động rõ rệt từ việc thực thi Nghị định 24/2020/NĐ-CP đối với hành vi sử dụng rượu, bia của người dân. Tuy nhiên, theo Tổng cục Thống kê (2020), kết quả khảo sát mức sống dân cư năm 2020 cho thấy lượng tiêu thụ rượu, bia tăng từ 0,9lít/người/tháng năm 2018 lên 1,3lít/người/tháng năm 2020. Một khoản thuế tiêu thụ đặc biệt đã được áp lên đồ uống có cồn tại Việt Nam. Tuy nhiên, nhu cầu tiêu dùng các mặt hàng này vẫn tăng mạnh trong nhiều năm qua. Điều này dẫn đến một lập luận rằng mức tăng thuế suất thuế tiêu thụ đặc biệt chưa đủ mạnh để thay đổi hành vi người tiêu dùng, hoặc cầu tiêu dùng đồ uống có cồn tại Việt Nam ít nhạy cảm với giá bán? Thực tế này cho thấy bên cạnh những chính sách kiểm soát rượu, bia như nghị định 24/2020/NĐ-CP, thì cần có chính sách thuế phù hợp mới có thể thay đổi được hành vi của người tiêu dùng. Đối với những hàng hóa gây ngoại tác tiêu cực, hoặc không được khuyến khích tiêu dùng, thuế tiêu thụ đặc biệt là công cụ được hầu hết các nền kinh tế áp dụng. Vì vậy, các biện pháp kinh tế để thay đổi hành vi của người tiêu dùng thường được ủng hộ hơn. Nghiên cứu này áp dụng mô hình hàm cầu (Almost Ideal Demand System – AIDS) và sử dụng bộ dữ liệu Khảo sát mức sống dân cư Việt Nam năm 2018 (Tổng cục Thống kê, 2019) do Tổng cục Thống kê thu thập để phân tích đặc điểm cầu tiêu dùng các sản phẩm đồ uống có cồn tại Việt Nam. Trong đó, trọng tâm của nghiên cứu này là ước lượng các hệ số co giãn của cầu các mặt hàng đồ uống có cồn theo giá và theo thu nhập. Kết quả phân tích sẽ cung cấp các bằng chứng thực nghiệm về đặc điểm cầu đồ uống có cồn, giúp việc hoạch định các chính sách quản lý nhằm hạn chế các tác động tiêu cực từ việc tiêu dùng quá mức rượu bia tại Việt Nam.

2. Cầu tiêu dùng đồ uống có cồn và các nhân tố ảnh hưởng

Trong hầu hết các nghiên cứu, cầu tiêu dùng đồ uống có cồn đã được xác định là ít nhạy cảm với giá bán (Fogarty, 2009). Fogarty (2009) tổng quan 64 nghiên cứu thực hiện ở 18 quốc gia phát triển, và kết luận rằng độ co giãn trung bình của cầu theo giá cho rượu, bia, nước uống có cồn khác lần lượt là $-0,77$; $-0,38$; và $-0,70$. Gallet (2007) tóm tắt 132 nghiên cứu và chỉ ra độ co giãn của cầu theo giá trung bình ở mức $-0,54$. Wagenaar và cộng sự (2009) trong một nghiên cứu tương tự cũng đã chỉ ra độ co giãn của cầu theo giá cho các mặt hàng này là $-0,44$. Nghiên cứu về cầu tiêu dùng đồ uống có cồn ở các nước đang phát triển cũng được chú ý trong thời gian gần đây. Cầu tiêu dùng rượu, bia tại Trung Quốc được xác định là rất ít nhạy cảm với giá bán, trong đó cầu tiêu dùng bia gần như không co giãn, với ước tính độ co giãn của cầu theo giá xấp xỉ bằng 0, còn độ co giãn của cầu rượu theo giá chỉ là $-0,12$ (Tian & Liu, 2011). Tại Chile, cầu tiêu dùng đồ uống có cồn cũng ít nhạy cảm với giá bán, trong đó mặt hàng có cầu tiêu dùng nhạy cảm nhất là bia, với hệ số co giãn ước tính là $-0,93$ (Araya & Paraje, 2018). Ở Li-băng, Chalak và cộng sự (2020) chỉ ra rằng độ co giãn của cầu theo giá của bia, rượu vang, rượu mạnh, rượu vodka và rượu arak³ lần lượt là: 3,538; $-0,738$; $-1,133$; 0,692;

² Xem thêm Nghị định Quy định chi tiết một số điều của Luật Phòng, chống tác hại của rượu, bia. Truy cập từ <https://vbpl.vn/TW/Pages/vbqp-toanvan.aspx?ItemID=142561&Keyword=Ngh%E1%BB%8B%20%C4%91%E1%BB%8Bnh%2024/2020/N%C4%90-CP>

³ Rượu arak là một loại rượu có cồn đặc trưng ở Tây Á.

và $-0,826$. Tại Việt Nam, các nghiên cứu phân tích cầu tiêu dùng đồ uống có cồn còn khá hạn chế. Một vài nghiên cứu được tìm thấy đã kết hợp phân tích cầu rượu, bia với một loạt các hàng hóa tiêu dùng khác như đồ uống có đường, hoặc nước giải khát (Nguyen, 2020; Luong & Vu, 2020). Việc phân tích cầu đồ uống có cồn kết hợp các mặt hàng ít liên quan trong rổ hàng hóa của người tiêu dùng dẫn đến các ước lượng hệ số co giãn cho các mặt hàng đồ uống có cồn không thực sự phản ánh đúng bản chất. Hệ số co giãn của đồ uống có cồn có nhiều sự khác biệt lớn trong các nghiên cứu được thực hiện trước đây. Nguyen (2020) đã tìm thấy cầu tiêu dùng bia và các đồ uống khác khá nhạy cảm với giá bán, với độ co giãn lần lượt là $-1,272$ và $-1,267$. Trong khi đó, Luong và Vu (2020) tìm thấy cầu tiêu dùng các mặt hàng này ít nhạy cảm hơn, với các hệ số co giãn của rượu và bia ước lượng được lần lượt là $-0,74$ và $-0,89$.

Bên cạnh đó, cầu tiêu dùng đồ uống có cồn được tìm thấy khá nhạy cảm với thu nhập của người tiêu dùng. Độ co giãn trung bình của cầu đồ uống có cồn theo thu nhập được tìm thấy trong hầu hết các nghiên cứu là lớn hơn 1 (Araya & Paraje, 2018; Chalak và cộng sự, 2020; Luong & Vu, 2020; Nguyen, 2020). Ngoài ra, các đặc điểm kinh tế - xã hội của người tiêu dùng và hộ gia đình cũng ảnh hưởng đến cầu tiêu dùng của hộ gia đình Việt Nam như: độ tuổi, học vấn, số lượng thành viên trong gia đình, giới tính (Nguyễn Trọng Hoài & Phạm Thành Thái, 2012; Trương Ngọc Phong & Phạm Thành Thái, 2017; Phạm Đình Long & Huỳnh Công Toại, 2018).

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Nghiên cứu này sử dụng mẫu “thu nhập và chi tiêu” của 9.399 hộ gia đình trong Bộ dữ liệu điều tra về mức sống của hộ gia đình ở Việt Nam năm 2018 do Tổng cục Thống kê thu thập (xem thêm Tổng cục Thống kê (2019)). Các thông tin về chi tiêu cho các sản phẩm đồ uống có cồn được khai thác ở Mục 5A2. Trong đó, các sản phẩm rượu mạnh, rượu nhẹ, bia hơi, bia chai và bia lon có mã số lần lượt là: 1441, 1442, 1451, 1452 và 1453.

Bảng 1.

Phân bố giới tính của chủ hộ và khu vực sinh sống của chủ hộ

Chỉ tiêu		Đơn vị tính	Số lượng	Tỷ lệ (%)
Giới tính chủ hộ	Nam	Người	7.045	74,95
	Nữ		2.354	25,05
Khu vực sinh sống	Thành thị	Hộ	2.829	30,10
	Nông thôn		6.570	69,90
Tình trạng hôn nhân chủ hộ	Chưa có vợ/chồng		250	2,66
	Đang có vợ/chồng		7.505	79,85
	Góa	Hộ	1.358	14,45
	Ly hôn		226	2,40
	Ly thân		60	0,64
Tổng cộng		9.399	100	

Trong 9.399 hộ gia đình được khảo sát, có 74,95% số gia đình có chủ hộ là nam giới, chiếm trên 2/3 mẫu nghiên cứu. Phần lớn các hộ gia đình được khảo sát sống ở khu vực nông thôn với tỷ lệ 69,9% mẫu nghiên cứu; tỷ lệ chủ hộ đang có vợ/chồng chiếm 79,85% mẫu nghiên cứu; chủ hộ đang trong tình trạng hôn nhân là góa (vợ hoặc chồng) chiếm tỷ lệ khá cao là 14,45% mẫu nghiên cứu so với nhóm chủ hộ có tình trạng hôn nhân gồm chưa có vợ/chồng (2,66%), ly hôn (2,4%), và ly thân (0,64%).

Bảng 2.

Thống kê đặc điểm nhân khẩu học của các hộ gia đình trong mẫu nghiên cứu

Chỉ tiêu	Đơn vị tính	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Tuổi chủ hộ	Năm	51,70	13,91	14,00	104,00
Học vấn chủ hộ	Năm	7,35	3,69	0,00	12,00
Quy mô hộ gia đình	Người	3,80	1,60	1,00	13,00
Thu nhập hộ gia đình	Triệu đồng	127,66	126,01	2,77	4.654,60

Độ tuổi trung bình của chủ hộ được khảo sát trong mẫu nghiên cứu là 51,7 tuổi, số năm đi học trung bình của chủ hộ là 7,35 năm, trung bình mỗi hộ gia đình có khoảng 4 người, và thu nhập trung bình một hộ gia đình khoảng 127,66 triệu đồng/năm.

Trong tổng số 9.399 hộ được điều tra, bia lon là mặt hàng được các hộ gia đình tiêu dùng nhiều nhất với 8.910 hộ gia đình, chiếm 94,80% mẫu khảo sát, tiếp theo là mặt hàng bia chai với 4.224 hộ gia đình có sử dụng, chiếm 44,94% mẫu khảo sát. Mặt hàng rượu mạnh có 3.421 hộ gia đình sử dụng tại thời điểm nghiên cứu, chiếm 36,40% mẫu khảo sát. Các mặt hàng bia hơi và rượu nhẹ có tỷ lệ các hộ tiêu dùng lần lượt là 29,89% và 20,39% mẫu khảo sát.

Bảng 3.

Giá trị tiêu dùng của các mặt hàng trong mẫu nghiên cứu

Mặt hàng	Số hộ tiêu dùng (hộ)	Tỷ lệ có tiêu dùng trong mẫu (%)	Giá trị tiêu dùng trung bình (Nghìn đồng)	Độ lệch chuẩn (Nghìn đồng)	Giá trị tiêu dùng thấp nhất (Nghìn đồng)	Giá trị tiêu dùng cao nhất (Nghìn đồng)
Rượu nhẹ (rn)	1.916	20,39%	56,45	66,06	2	1.200
Rượu mạnh (rm)	3.421	36,40%	57,79	57,36	2	1.800
Bia lon (bl)	8.910	94,80%	207,44	181,80	5	3.840
Bia chai (bc)	4.224	44,94%	167,94	154,13	3	2.475
Bia hơi (bh)	2.809	29,89%	87,52	187,69	5	7.000

Đối với các mặt hàng bia lon, tỷ lệ các hộ gia đình có tiêu dùng trong mẫu đạt trên 90%. Tuy nhiên, các sản phẩm còn lại trong mẫu như: Rượu nhẹ, rượu mạnh, bia lon, bia chai, bia tươi có tỷ lệ không tiêu dùng rất lớn. Các hộ không tiêu dùng tại thời điểm khảo sát sẽ bị khuyết dữ liệu về giá. Vì vậy, nếu sử dụng bộ dữ liệu này phục vụ cho nghiên cứu thì sẽ dẫn đến kết quả phân tích bị thiên lệch. Để khắc phục vấn đề này, nhóm tác giả sẽ gán một chỉ số giá cho các hộ gia đình không tiêu dùng bằng cách lấy giá trung bình của mỗi loại hàng hóa tương ứng với từng khu vực họ đang sinh sống và mức thu nhập của hộ gia đình. Cách khắc phục này tương tự như cách xử lý trong các nghiên cứu thực nghiệm về cầu tiêu dùng của Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018), Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017). Trong nghiên cứu này, khu vực sinh sống của hộ gia đình gồm thành thị và nông thôn, thu nhập được chia làm 5 nhóm (Nhóm 1 là 20% số hộ có thu nhập thấp nhất; nhóm 2 là 20% số hộ có thu nhập thấp thứ hai; nhóm 3 là 20% số hộ có thu nhập trung bình; nhóm 4 là 20% số hộ có thu nhập cao thứ hai; và nhóm 5 là 20% số hộ có thu nhập cao nhất). Việc kết hợp 2 khu vực, 5 nhóm thu nhập và 5 sản phẩm được nghiên cứu (rượu nhẹ, rượu mạnh, bia chai, bia lon, bia hơi) đã tạo ra 50 mức giá. Sau đó, 50 mức giá này được gán tương ứng cho các hộ gia đình không tiêu dùng tại thời điểm khảo sát.

3.2. Mô hình và kỹ thuật ước lượng

Hàm cầu AIDS do Deaton và Muellbauer (1980) phát triển được áp dụng phổ biến nhất trong các nghiên cứu cầu tiêu dùng kể từ đầu những năm 1980. Hàm cầu AIDS được hình thành trong điều kiện giới hạn về ngân sách, và mỗi phương trình hàm cầu được trình bày như phương trình (1).

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

Trong đó: w_i : Tỷ phần 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).

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

Giả định rằng người tiêu dùng là duy lý, và mục tiêu của họ là tối đa hóa lợi ích tiêu dùng với điều kiện giới hạn về ngân sách. Deaton và Muellbauer (1980) đã đề xuất ba ràng buộc để đảm bảo tính bền vững về lý thuyết cho hàm cầu AIDS như các phương trình (3), (4), và (5):

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

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

$$\text{Tính đồng nhất: } \sum_{i,j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (5)$$

Độ co giãn của cầu theo thu nhập (chi tiêu), theo giá riêng, và theo giá chéo trong hàm cầu AIDS được xác định bởi công thức (6), (7), và (8).

$$\text{Độ co giãn theo chi tiêu (thu nhập): } A_i = 1 + \beta_i / w_i \quad (6)$$

$$\text{Độ co giãn theo giá riêng: } E_{ii} = -1 + \gamma_{ii} / w_i - \beta_i \quad (7)$$

$$\text{Và độ co giãn theo giá chéo: } E_{ij} = (\gamma_{ij} - w_j \beta_i) / w_i \quad (8)$$

Vì chỉ số giá $\ln(P)$ ở phương trình (2) có dạng hàm translog nên hàm cầu AIDS là dạng phi tuyến tính. Để tạo ra hàm cầu AIDS là hàm tuyến tính, chỉ số giá Stone $\ln P = \sum_i w_i \ln p_i$ được sử dụng trong trường hợp các sản phẩm có cùng đơn vị đo lường (Moschini, 1995). Với chỉ số giá Stone, hàm cầu AIDS trở thành dạng hàm tuyến tính và được ký hiệu là LA/AIDS (Linear Approximate Almost Ideal Demand System).

Bên cạnh đó, các yếu tố nhân khẩu học và đặc điểm kinh tế - xã hội của hộ gia đình có thể được đưa vào các mô hình hàm cầu nhằm xây dựng được các hàm cầu tiêu dùng đồ uống có cồn phù hợp với đặc điểm của thị trường Việt Nam. Hàm cầu AIDS sau khi áp dụng chỉ số giá Stone, và bổ sung thêm các đặc điểm nhân khẩu học của hộ gia đình được xác định như phương trình (9).

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \sum_{i=1}^5 w_i \ln p_i) + \sum_{k=1}^7 \lambda_{ik} H_k + U_i \quad (9)$$

Trong đó, H_k là các biến nhân khẩu học sẽ được trình bày ở Bảng 4. Ngoài các nhân tố đã tìm thấy có tác động lên cầu tiêu dùng thực phẩm và đồ uống của các hộ gia đình trong các nghiên cứu của Nguyen (2020); Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018); Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017); Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012) như: (1) tuổi chủ hộ, (2) quy mô hộ gia đình, (3) trình độ học vấn, (4) giới tính, (5) khu vực sinh sống, và (6) thu nhập. Nghiên cứu này mở rộng phân tích ảnh hưởng của các đặc điểm nhân khẩu học lên cầu tiêu dùng của hộ gia đình bằng các đề xuất thêm nhân tố *tình trạng hôn nhân* của chủ hộ. Trong một cuộc khảo sát quốc gia về tiêu thụ rượu bia, Lưu Bích Ngọc và Nguyễn Thị Thiêng (2018) đã chỉ ra có đến 47,5% số người dưới 25 tuổi cho biết họ đang sử dụng rượu bia thường xuyên. Bên cạnh đó, Lưu Bích Ngọc và Nguyễn Thị Thiêng (2018) cho rằng, chủ hộ trong tình trạng độc thân sẽ ít phải chịu gánh nặng chi tiêu, và có nhiều thời gian riêng tư hơn các chủ hộ đã có gia đình. Do đó, nghiên cứu này kỳ vọng có sự khác biệt về cầu tiêu dùng rượu bia theo tình trạng hôn nhân của chủ hộ.

Phương trình (9) xuất hiện vấn đề nội sinh vì biến chi tiêu cho tổng các mặt hàng được nghiên cứu (x) bị ảnh hưởng bởi yếu tố thu nhập hộ gia đình. Lý thuyết kinh tế học cho biết mức chi tiêu chịu ảnh hưởng từ thu nhập của hộ gia đình. Để khắc phục vấn đề nội sinh, nghiên cứu này áp dụng phương pháp được de Agostini (2014), Fashogbon và Oni (2013) sử dụng. Trước tiên, một mô hình hồi quy với biến phụ thuộc là tổng chi tiêu các mặt hàng (x) và các biến giải thích là thu nhập của hộ gia đình và các yếu tố được đề cập ở phương trình (9) sẽ được ước lượng. Sau đó, kết quả ước lượng tổng chi tiêu (x) sẽ được sử dụng để ước lượng hàm cầu LA/AIDS.

Các mặt hàng đồ uống có cồn trong nghiên cứu này bao gồm nhiều loại có chất lượng khác nhau được gộp chung, ví dụ: bia lon (có nhiều loại), bia chai (có nhiều loại)... Sự khác biệt này có thể dẫn

đến một số khác biệt về giá thực tế trong tiêu dùng. Điều này có thể dẫn đến biến giá cả bị nội sinh. Để giải quyết vấn đề này trong điều kiện dữ liệu VHLSS 2018 là không khả thi. Do vậy, nghiên cứu giả định giá cả là ngoại sinh.

Một vấn đề khác là bộ dữ liệu VHLSS 2018 chứa nhiều quan sát không tiêu dùng tại thời điểm khảo sát như đã trình bày ở Bảng 3. Nhược điểm này sẽ làm chệch các kết quả ước lượng nếu không được khắc phục. Để khắc phục vấn đề này, nghiên cứu sử dụng thủ tục ước lượng hai bước của Heckman (1979), với giả định các quan sát không tiêu dùng là do vấn đề chọn mẫu. Nhiều nghiên cứu đã áp dụng kỹ thuật này để khắc phục vấn đề không tiêu dùng như: Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012), Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018), Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017). Kỹ thuật ước lượng hai bước của Heckman được tiến hành trình tự như sau:

- *Thứ nhất*, sử dụng mô hình hồi quy Probit để xác định xác suất tiêu dùng từng sản phẩm cụ thể.

- *Thứ hai*, từ kết quả hồi quy Probit ở Bước 1, tính tỷ lệ Inverse Mill's Ratio (viết tắt là IMR). Biến IMR được đưa vào phương trình (10) như là một biến kết nối quyết định tham gia (có tiêu dùng hay không) với phương trình mà nó đại diện cho lượng cầu. Vấn đề thiên lệch do chọn mẫu được xác định nếu tham số π trong phương trình (10) có ý nghĩa thống kê. Hàm LA/AIDS sau khi bổ sung thêm biến IMR và đã xử lý hiện tượng nội sinh được viết như Phương trình (10) và được ước lượng bằng phương pháp SUR (Seemingly Unrelated Regression) nhằm 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.

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \sum_{i=1}^5 w_i \ln p_i) + \sum_{k=1}^7 \lambda_{ik} H_k + \pi_{ij} IMR + U_i \quad (10)$$

Bảng 4.

Các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến số	Định nghĩa	Tác giả	Kỳ vọng dấu	Biến định lượng/định tính
w_i	Tỷ phần chi tiêu cho mặt hàng i so với tổng chi tiêu 5 mặt hàng	Deaton và Muellbauer (1980)		Định lượng
P_j	Giá của mặt hàng j ($j = 1,5$)	Deaton và Muellbauer (1980)	–	Định lượng
x	Tổng chi tiêu của 5 mặt hàng	Deaton và Muellbauer (1980)	+	Định lượng
H _k : Các biến giả và các biến nhân khẩu học của hộ gia đình				
Hold	Tuổi chủ hộ	Araya và Paraje (2018); Nguyen (2020); Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018); Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017); Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012)	–	Định lượng

Biến số	Định nghĩa	Tác giả	Kỳ vọng dấu	Biến định lượng/định tính
Hsize	Quy mô hộ gia đình	Araya và Paraje (2018); Nguyen (2020); Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018); Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017); Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012)	+	Định lượng
Hedu	Học vấn của chủ hộ	Araya và Paraje (2018); Nguyen (2020); Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018); Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017); Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012)	–	Định lượng
HGender _i	Biến giả cho biến giới tính của chủ hộ (Nam=1, Nữ= 0)	Araya và Paraje (2018); Chalak và cộng sự (2020); Nguyen (2020); Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018); Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017); Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012)	+	Định tính
Urban _i	Biến giả cho biến khu vực (Thành thị = 1, Nông thôn = 0).	Nguyen (2020); Luong và Vu (2020); Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018); Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017); Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012)	+	Định tính
Group _i	Biến giả cho biến nhóm thu nhập (Nhóm 1: thấp nhất; Nhóm 5: cao nhất) trong đó Nhóm 1 (Group ₁) là nhóm tham chiếu	Luong và Vu (2020); Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018); Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017); Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012)	+	Định tính
FamiSta _i	Biến giả cho nhóm tình trạng hôn nhân chủ hộ (Nhóm 1: chưa có vợ/chồng; Nhóm 2: đang có vợ/chồng; Nhóm 3: Góa; Nhóm 4: Ly hôn; Nhóm 5: Ly thân)	Đề xuất của tác giả	+	Định tính
IMR _i	Biến kết nối để khắc phục vấn đề thiên lệch do chọn mẫu cho từng mặt hàng	Heckman (1979); Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018); Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017); Nguyễn Trọng Hoài và Phạm Thành Thái (2012)		
ij	5 mặt hàng đồ uống (1: Rượu nhẹ, 2: Rượu mạnh, 3: Bia chai, 4: Bia lon, 5: Bia hơi)			
U _i	Là nhiễu ngẫu nhiên được giả định là tuân theo quy luật phân phối chuẩn với giá trị trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1.			

4. Kết quả và thảo luận

Kết quả ước lượng *tổng chi tiêu* cho các mặt hàng rượu bia với các biến giải thích là *thu nhập* của hộ gia đình và các đặc điểm nhân khẩu học để xử lý vấn đề nội sinh được trình bày ở Bảng 5. Kết quả ước lượng cho thấy *thu nhập* tác động có ý nghĩa thống kê lên *tổng chi tiêu* cho các sản phẩm được nghiên cứu. Có nghĩa là tồn tại hiện tượng nội sinh trong mô hình nghiên cứu. Kết quả ước lượng *tổng chi tiêu* được sử dụng để tính toán chỉ số $\ln(x/P)$ và để ước lượng chỉ số IMR trong mô hình hàm cầu LA/AIDS trong các bước tiếp theo.

Bảng 5.

Kết quả hồi quy xử lý vấn đề nội sinh

Tên biến	Hệ số hồi quy	Giá trị kiểm định t
$\log(P_{rn})$	0,1001**	2,1000
$\log(P_{rm})$	-0,1992***	-4,8700
$\log(P_{bh})$	-0,0450***	-3,8900
$\log(P_{bc})$	0,0696**	2,0300
$\log(P_{bl})$	0,3424***	14,6600
$\log(thunhap)$	0,2605***	6,8700
$\log(Hedu)$	0,0672***	3,2800
$\log(Hold)$	0,4500***	-10,9400
$\log(Hsize)$	0,6603***	24,3200
HGender	0,1145***	3,7100
Urban	0,0338	1,2800
Group ₂	0,0332	0,7500
Group ₃	0,1354**	2,3800
Group ₄	0,2945***	4,2500
Group ₅	0,3470***	3,8300
FamiSta ₂	0,1175**	1,7300
FamiSta ₃	0,2589***	3,6300
FamiSta ₄	0,0770	0,8500
FamiSta ₅	0,1263	0,8800
Hằng số	1,2548***	2,6500
R ² hiệu chỉnh: 33,1100%		

Ghi chú: Biến phụ thuộc: $\log(\text{tổng chi tiêu})$;

rn: Rượu nhẹ; rm: rượu mạnh; bh: bia hơi; bc: bia chai; bl: bia lon;

thunhap: Thu nhập của hộ gia đình

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

Để ước tính các chỉ số IMR_i của từng mặt hàng, năm mô hình ước lượng xác suất tiêu dùng của hộ gia đình với năm mặt hàng i (rượu mạnh, rượu nhẹ, bia lon, bia chai, và bia hơi) được thực hiện. Biến phụ thuộc là biến nhị nguyên, nhận giá trị là 1 nếu hộ gia đình có mua sản phẩm i , và nhận giá trị 0 nếu hộ không tiêu dùng tại thời điểm khảo sát. Chỉ số IMR_i và chỉ số giá $\ln(x/P)$ sau khi xử lý hiện tượng nội sinh sẽ được đưa vào mô hình, kết hợp với ba ràng buộc để đảm bảo tính bền vững về lý thuyết cho hàm cầu AIDS (tính đối xứng, tính đồng nhất và tính cộng dồn). Kết quả ước lượng các tham số mô hình hàm cầu LA/AIDS cho năm mặt hàng đồ uống có cồn được trình bày ở Bảng 6.

Bảng 6.

Kết quả hồi quy ước lượng các yếu tố trong mô hình hàm cầu LA/AIDS

Tên biến	Rượu nhẹ	Rượu mạnh	Bia chai	Bia lon	Bia hơi
log(P _{rn})	-0,0116*** [-26,3300]	0,0067*** [24,4800]	0,0028*** [9,3800]	0,0021*** [8,2700]	0,0001
log(P _{rm})	0,0067*** [24,4800]	-0,0135*** [-25,2400]	0,0052*** [16,1100]	0,0016*** [6,8000]	0,0000
log(P _{bh})	0,0001 [0,7200]	0,0000 [0,3200]	-0,0002 [-0,8400]	0,0034*** [18,3900]	-0,0034
log(P _{bc})	0,0028*** [9,3800]	0,0052*** [16,1100]	-0,0092*** [-17,7600]	0,0014*** [4,1900]	-0,0002
log(P _{bl})	0,0021*** [8,2700]	0,0016*** [6,8000]	0,0014*** [4,1900]	-0,0085*** [-21,6700]	0,0034
log(x/P)	-0,0000*** [-2,9300]	-0,0000*** [5,2100]	-0,0000*** [-5,5000]	-0,0000*** [-3,4300]	0,0000
Các yếu tố nhân khẩu học					
log(Hedu)	-0,0002 [-0,7400]	0,0011*** [4,8000]	-0,0021*** [-6,4900]	-0,0056*** [-15,7300]	1,0068
log(Hold)	-0,0007** [-1,6800]	-0,0038*** [-7,4600]	-0,0025*** [-3,8300]	-0,0051*** [-6,4200]	1,0122
log(Hsize)	-0,0004 [-1,2900]	0,0063*** [10,8700]	-0,0001 [-0,1200]	-0,0039*** [-8,4900]	0,9980
HGender	0,0007** [2,1200]	-0,0010*** [-3,0900]	0,0002 [0,3200]	0,0003 [0,5200]	0,9998
Urban	0,0003 [1,1600]	-0,0016 [-6,3700]	0,0016*** [3,6200]	-0,0021*** [-5,1700]	1,0018
Group ₂	0,0017*** [3,6500]	-0,0000 [-0,1000]	-0,0021*** [-3,8700]	-0,0126*** [-18,7000]	1,0131

Tên biến	Rượu nhẹ	Rượu mạnh	Bia chai	Bia lon	Bia hơi
Group ₃	0,0033*** [5,8200]	0,0005 [1,2700]	-0,0045*** [-7,9000]	-0,0195*** [-24,9600]	1,0203
Group ₄	0,0042*** [6,0500]	0,0014*** [3,2500]	-0,0068*** [-11,7000]	-0,0248*** [-29,0800]	1,0260
Group ₅	0,0052*** [6,5700]	-0,0007** [-1,5900]	-0,0045*** [-6,9800]	-0,0274*** [-30,4800]	1,0273
FamiSta ₂	0,0000 [0,0400]	0,0002 [0,3100]	-0,0010 [-0,8700]	-0,0107*** [-9,0800]	1,0115
FamiSta ₃	-0,0002 [-0,3100]	0,0033*** [4,4800]	-0,0017 [-1,4500]	-0,0116*** [-9,4800]	1,0101
FamiSta ₄	-0,0003 [-0,3400]	0,0005 [0,5800]	-0,0005 [-0,3200]	-0,0085*** [-5,5300]	1,0088
FamiSta ₅	0,0003 [0,2100]	0,0010 [0,7100]	-0,0001 [-0,0500]	-0,0013 [-0,5200]	1,0001
IMR _i	-0,0017*** [-2,4900]	0,0023*** [2,8800]	-0,0131*** [-12,1100]	-0,1276*** [-30,8900]	1,1401
Hằng số	0,0042** [1,8100]	0,0161*** [8,8000]	0,0368*** [11,0000]	0,0958*** [23,7400]	0,8472
R ²	13,7700%	22,9800%	18,2500%	25,3900%	—

Ghi chú: Hệ số hồi quy mật hàng bia hơi được tính theo ràng buộc cộng dồn ở phương trình (3);

Giá trị trong ngoặc vuông [] thể hiện giá trị thống kê t;

rm: Rượu nhẹ; rm: rượu mạnh; bh: bia hơi; bc: bia chai; bl: bia lon.

Kết quả ước lượng ở Bảng 6 cho thấy các hệ số IMR_i trong tất cả các mô hình hàm cầu đều có ý nghĩa thống kê. Có nghĩa là, nếu bỏ qua vấn đề không tiêu dùng của các hộ gia đình thì các kết quả hồi quy sẽ bị thiên lệch (Heckman, 1979). Tất cả các hệ số hồi quy *giá* của mỗi sản phẩm đều tác động âm và có ý nghĩa thống kê lên tỷ phần chi tiêu cho sản phẩm tương ứng như kỳ vọng của nghiên cứu.

Độ phù hợp của mô hình được biểu thị bằng chỉ số R² hiệu chỉnh. Giá trị hệ số này dao động ở mức 13,77% (hàm cầu rượu nhẹ) đến 25,39% (hàm cầu bia lon) nhìn chung là không cao. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Nguyen (2020) có hệ số R² dao động trong khoảng 16%–30%; Phạm Đình Long và Huỳnh Công Toại (2018) có hệ số R² dao động trong khoảng 23,62%–26,49%; Trương Ngọc Phong và Phạm Thành Thái (2017) có hệ số R² dao động trong khoảng 33,19% đến 77,45%.

Kết quả ước lượng cho thấy phần lớn các yếu tố nhân khẩu học tác động có ý nghĩa thống kê đến nhu cầu tiêu dùng đồ uống có cồn. Kết quả này ngụ ý rằng nhu cầu tiêu dùng sản phẩm đồ uống có cồn là khác nhau theo đặc điểm kinh tế - xã hội của hộ gia đình.

Tuổi của chủ hộ tác động ngược chiều đến cầu tiêu dùng đồ uống có cồn và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Có nghĩa là các hộ gia đình có chủ hộ lớn tuổi thì nhu cầu sử dụng đồ uống có cồn thấp hơn các hộ có chủ hộ trẻ tuổi hơn. Các hộ gia đình có nhiều thành viên có xu hướng tiêu dùng nhiều rượu mạnh, và ít tiêu dùng các sản phẩm đồ uống có nồng độ cồn thấp như rượu nhẹ, và các loại bia.

Học vấn chủ hộ tác động ngược chiều có ý nghĩa thống kê đến cầu tiêu dùng đồ uống có cồn. Rõ ràng, các chủ hộ có học vấn cao sẽ nhận thức được các tác hại của bia rượu đến sức khỏe nên ít tiêu dùng rượu bia hơn các chủ hộ có trình độ học vấn thấp. Riêng mặt hàng rượu mạnh, hệ số hồi quy của yếu tố học vấn của chủ hộ có tác động dương đến tỷ phần chi tiêu rượu mạnh và có ý nghĩa thống kê. Với kết quả này có thể giải thích rằng, trong 5 mặt hàng thì rượu mạnh có đa dạng các dòng sản phẩm cao cấp và đắt tiền hơn 4 mặt hàng còn lại, những người có học vấn cao thông thường là những người có địa vị xã hội hoặc có công việc tốt hơn những người có trình độ học vấn thấp, từ đó thu nhập của nhóm người có trình độ học vấn cao có thể sẽ tốt hơn. Vì vậy, họ sẽ sẵn lòng chi tiêu cho những sản phẩm đắt tiền để phục vụ cho công việc của họ.

Đối với rượu có nồng độ cồn thấp, kết quả cho thấy hộ ở nhóm thu nhập cao thì tỷ phần chi tiêu cho sản phẩm này cao hơn so với hộ gia đình ở nhóm thu nhập thấp. Điều này có thể lý giải vì các sản phẩm rượu nhẹ (rượu dưới 20°, nước hoa quả lên men) ít ảnh hưởng tiêu cực tới sức khỏe hơn các loại rượu khác, nhưng cũng có giá thành cao hơn nên phù hợp với nhu cầu và thu nhập của hộ gia đình có thu nhập cao.

Đối với sản phẩm rượu mạnh, chỉ có các hộ ở nhóm thu nhập trung bình (Group₃) và nhóm thu nhập cao thứ hai (Group₄) tiêu thụ sản phẩm này nhiều hơn các hộ ở nhóm thu nhập tham chiếu (Group₁). Điều này đúng như kỳ vọng nghiên cứu đặt ra, là các hộ có thu nhập càng cao thì tỷ phần chi tiêu sản phẩm đồ sẽ cao hơn các hộ ở mức thu nhập thấp hơn. Tuy nhiên, các hộ ở nhóm thu nhập cao nhất (Group₅) lại thể hiện sự ngược lại. Kết quả này có thể giải thích rằng, các hộ này có thu nhập cao nên nhận thức về chăm sóc sức khỏe bản thân sẽ sâu sắc hơn các hộ có thu nhập thấp nên các hộ này có xu hướng giảm nhu cầu sử dụng sản phẩm có ảnh hưởng tiêu cực đến sức khỏe như rượu mạnh (rượu trên 20°). Đáng chú ý, các sản phẩm bia lon và bia chai phần lớn được các hộ gia đình ở các nhóm thu nhập thấp sử dụng. Kết quả này có thể được lý giải là do các sản phẩm bia lon, bia chai khá đa dạng về chủng loại, với nhiều mức giá khác nhau, có thể đáp ứng nhu cầu đa dạng của người dân nên phù hợp với nhiều đối tượng sử dụng.

Các hộ gia đình ở khu vực nông thôn sử dụng nhiều rượu có nồng độ cồn cao hơn các hộ gia đình ở thành thị. Kết quả này có thể giải thích rằng rượu mạnh mà các hộ có đông nhân khẩu và sống ở khu vực nông thôn tiêu dùng có thể là các sản phẩm rượu gạo, rượu tự chế biến nên có giá thành thấp và phù hợp với thu nhập của hộ gia đình nông thôn. Các hộ ở khu vực thành thị ưa chuộng sử dụng các sản phẩm rượu có nồng độ cồn thấp hơn các hộ ở khu vực nông thôn. Như đã lý giải ở trên, các hộ có thu nhập càng cao thì sẽ có xu hướng ưa thích sử dụng các sản phẩm rượu có nồng độ cồn thấp. Do đó, nhu cầu sử dụng rượu nhẹ ở khu vực thành thị sẽ nhiều hơn khu vực nông thôn. Bên cạnh đó, các sản phẩm rượu mạnh có thể là các loại rượu do các hộ gia đình tự nấu thường có giá thành thấp, không chịu thuế tiêu thụ đặc biệt nên được ưa chuộng tại khu vực nông thôn. Kết quả này hàm ý rằng cần có sự can thiệp quyết liệt hơn từ các cơ quan quản lý thuế cho sản phẩm này.

Tình trạng hôn nhân của chủ hộ chỉ ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê ở mặt hàng bia lon. Kết quả cho thấy rằng, các chủ hộ đang trong tình trạng chưa có vợ/chồng có cầu tiêu dùng bia lon nhiều hơn các chủ hộ đang có tình trạng hôn nhân khác (đã có vợ/chồng, góa, ly thân, ly hôn). Kết quả này có

thể lý giải vì các chủ hộ đang trong tình trạng hôn nhân chưa lập gia đình thường trong độ tuổi thanh niên, với lối sống tự do thì nhu cầu sử dụng các đồ uống có cồn là cao hơn các nhóm đang có gia đình hoặc gặp sự cố trong hôn nhân gia đình. Kết quả này hàm ý rằng cần có chính sách tuyên truyền tác hại của bia, rượu đến các đối tượng trong độ tuổi vị thành niên và các chính sách siết chặt quảng cáo rượu, bia lên các kênh phương tiện thông tin đại chúng là rất cần thiết nhằm nâng cao ý thức hạn chế sử dụng rượu, bia.

Các hệ số co giãn của cầu theo giá, theo chi tiêu (thu nhập) và theo giá chéo được tính toán theo các công thức (6), (7) và (8) được trình bày ở Bảng 7. Chỉ số tỷ phần chi tiêu của mặt hàng i (w_i) được đưa vào công thức tính toán các độ co giãn bằng cách lấy giá trị trung bình của w_i trong mẫu nghiên cứu.

Bảng 7.

Hệ số co giãn của cầu theo giá riêng và theo thu nhập của từng mặt hàng

Mặt hàng	Độ co giãn của cầu theo giá	Độ co giãn của cầu theo chi tiêu
Rượu nhẹ	-1,5599	0,9997
Rượu mạnh	-1,7438	0,9995
Bia lon	-1,4750	0,9994
Bia chai	-1,3865	0,9993
Bia hơi	-1,0277	1,0003

Hệ số co giãn của cầu theo giá riêng của mặt hàng rượu nhẹ, rượu mạnh, bia lon, bia chai và bia hơi lần lượt là: -1,5599; -1,7438; -1,4750; -1,3865; và -1,0277. Các kết quả này cho biết, nếu giá của rượu nhẹ, rượu mạnh, bia lon, bia chai và bia hơi tăng lên 1% thì lượng cầu trung bình của chúng sẽ giảm tương ứng lần lượt là: 1,5699%; 1,7438%; 1,475%; 1,3865%; và 1,0277%. Nhìn chung, cầu tiêu dùng các sản phẩm đồ uống có cồn tại Việt Nam khá nhạy cảm với sự thay đổi của giá. Đặc biệt là các sản phẩm rượu mạnh, rượu nhẹ, bia lon và bia chai. Kết quả này tương tự kết quả được tìm thấy trong nghiên cứu của Chalak và cộng sự (2020), Araya và Paraje (2018), và Nguyen (2020).

Với giả định rằng thuế được chuyển hoàn toàn cho người tiêu dùng thông qua giá bán cao hơn. Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng việc tăng mức thuế suất thuế tiêu thụ đặc biệt lên các sản phẩm này sẽ làm giảm lượng tiêu thụ đáng kể là hoàn toàn có cơ sở về mặt khoa học. Về mặt thực tiễn, thuế suất thuế tiêu thụ đặc biệt hiện nay vẫn còn quá thấp nên không có bất kỳ tác động đáng kể nào đến việc tiêu thụ rượu, bia. Theo WHO⁴ (2019), thuế rượu, bia tại Việt Nam hiện vẫn ở mức thấp, chiếm khoảng 30% giá bán lẻ. Trong khi đó, ở nhiều nước thì thuế rượu, bia chiếm khoảng 40%–85% giá bán lẻ. So với Thái Lan, Úc và New Zealand, thuế rượu, bia của Việt Nam chỉ bằng khoảng ½. Hiện tại, thuế suất tiêu thụ đặc biệt tại Việt Nam đối với bia, rượu mạnh và rượu nhẹ lần lượt là 65% và 35%. Giả định, nếu thuế suất tiêu thụ đặc biệt mặt hàng bia, rượu mạnh và rượu nhẹ tăng lên lần lượt là 75% và 45% (bằng khoảng 2/3 so với Thái Lan), nghĩa là giá bán bia, rượu mạnh và rượu nhẹ sẽ tăng lên 10%, khi đó, lượng cầu mặt hàng rượu nhẹ, rượu mạnh, bia lon, bia chai và bia hơi sẽ giảm lần lượt là 15,599%; 17,438%; 14,75%; 13,865%; và 10,277%. Tính trung bình, khi giá các mặt hàng bia, rượu tăng thêm 10% thì lượng tiêu dùng giảm khoảng 14,39%. Nghĩa là, nếu tăng thuế tiêu thụ

⁴ Tổ chức Y tế Thế giới (World Health Organization – WHO).

đặc biệt sẽ làm giảm khả năng chi trả của người mua bia, rượu. Điều này cho thấy chính sách thuế mới có thể có hiệu quả trong việc giảm mức tiêu dùng các sản phẩm đồ uống có cồn tại Việt Nam. Kết quả này cũng phù hợp với bằng chứng của Sornpaisarn và cộng sự (2016) cho rằng kinh nghiệm của Thái Lan cho thấy việc tăng thuế đồ uống có cồn trong các năm 2005, 2007, và 2009 làm giảm đáng kể mức tiêu thụ đồ uống có cồn và tử vong do tai nạn giao thông. Thật vậy, Anderson và cộng sự (2009) khẳng định rằng một mức thuế suất đáng kể là một công cụ chính sách hiệu quả về mặt chi phí để giảm lượng tiêu thụ đồ uống có cồn và các tác hại liên quan của nó, đặc biệt là ở các quốc gia có tỷ lệ uống rượu, bia nhiều. Theo Wagenaar và cộng sự (2010), tăng thuế tiêu thụ đặc biệt đối với đồ uống có cồn là biện pháp can thiệp có hiệu quả và khả thi nhất về mặt chi phí để phòng chống các tác hại liên quan đến rượu, bia.

Điều quan trọng cần lưu ý là sự khác biệt giữa bia và rượu. Rượu thường có độ cồn cao hơn. Với cùng một lượng đồ uống có cồn, rượu có hại nhiều hơn bia. Kết quả nghiên cứu cho thấy độ co giãn theo giá của rượu (đặc biệt là rượu mạnh) lớn hơn đối với bia. Do đó, để giảm tiêu thụ rượu và các vấn đề liên quan đến rượu, sẽ hiệu quả hơn nếu thực hiện các mức thuế suất khác nhau đối với bia và rượu. Cụ thể, nếu phù hợp thì nên tính thuế theo nồng độ cồn (nồng độ cồn càng cao thì mức thuế càng cao). Phương pháp tính thuế này gọi là thuế chuyên biệt (Specific Tax). Ngoài ra, theo WHO (2019), trong số đồ uống có cồn thống kê được, bia là loại đồ uống có cồn được tiêu thụ chủ yếu, chiếm 97% và 91% lượng cồn nguyên chất tiêu thụ trong các năm 2010 và năm 2016. Do vậy, cần có cách tính thuế và thuế suất phù hợp với bối cảnh và mục tiêu kiểm soát rượu bia của Việt Nam để đạt mục đích đề ra.

Hệ số co giãn của cầu theo chi tiêu (thu nhập) của mặt hàng rượu nhẹ, rượu mạnh, bia lon, bia chai và bia hơi lần lượt là: 0,9997; 0,9995; 0,9994; 0,9993; và 1,0003. Kết quả này cho biết, nếu tổng chi tiêu tăng thêm 1% thì nhu cầu tiêu dùng các sản phẩm đồ uống có cồn sẽ tăng xấp xỉ 1%. Tỷ lệ này là khá cao so với các sản phẩm thông thường khác. Xu hướng này là khá phù hợp với lý thuyết tiêu dùng. Kết quả này cho thấy năm sản phẩm đồ uống có cồn đang nghiên cứu tại Việt Nam không phải là các sản phẩm xa xỉ. Điều này có thể được giải thích vì các sản phẩm đồ uống có cồn tại Việt Nam là tương đối rẻ so với mức thu nhập của người dân. Do đó, chúng trở thành một trong những sản phẩm hiện diện phổ biến trong đời sống xã hội. Kết quả này tương đồng với các kết quả được tìm thấy trong nghiên cứu của Chalak và cộng sự (2020), Araya và Paraje (2018), và Nguyen (2020).

Bảng 8.

Độ co giãn của cầu theo giá chéo của các mặt hàng

Mặt hàng	Logarit tự nhiên đối với giá mặt hàng:				
	Rượu nhẹ	Rượu mạnh	Bia chai	Bia lon	Bia hơi
Rượu nhẹ	–	0,3217	0,1338	0,1000	0,0044
Rượu mạnh	0,3661	–	0,2858	0,0900	0,0020
Bia chai	0,1169	0,2195	–	0,0575	–0,0073
Bia lon	0,1155	0,0915	0,0762	–	0,1920
Bia hơi	0,0007	0,0003	–0,0014	0,0280	–

Độ co giãn theo giá chéo giữa các mặt hàng đồ uống có cồn trong nghiên cứu đa phần có hệ số mang dấu dương, điều này cho biết các sản phẩm đang xét là các sản phẩm thay thế cho nhau. Cụ thể, nếu giá rượu nhẹ tăng thêm 10%, khi đó tiêu dùng rượu mạnh tăng 3,7%, bia chai tăng 1,2%, bia lon tăng 1,2%... Nói cách khác, ngân sách cho tất cả các sản phẩm đồ uống có cồn có thể được phân bổ lại cho các mặt hàng sau khi chính sách thuế mới được áp dụng.

5. Kết luận, hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Mục tiêu của nghiên cứu này là xác định các độ co giãn của cầu cho các sản phẩm đồ uống có cồn tại Việt Nam theo các yếu tố ảnh hưởng đến nó. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng cầu tiêu dùng sản phẩm đồ uống có cồn tại Việt Nam khá nhạy cảm với giá, và các sản phẩm này không phải là các mặt hàng xa xỉ, cho thấy chính sách tăng thuế tiêu thụ đặc biệt có thể làm giảm đáng kể lượng tiêu thụ rượu, bia và các tác động tiêu cực do bia, rượu gây ra như: tai nạn giao thông, rối loạn tâm thần và hành vi, xơ gan, bệnh tim mạch, ung thư và một số bệnh không lây nhiễm... Cụ thể, nếu thuế tiêu thụ đặc biệt cho các sản phẩm bia, rượu mạnh và rượu nhẹ tăng lên 10%, khi đó, lượng cầu mặt hàng rượu nhẹ, rượu mạnh, bia lon, bia chai và bia hơi sẽ giảm lần lượt là 15,599%; 17,438%; 14,750%; 13,865%; và 10,277%. Tính trung bình, khi thuế tăng thêm 10% thì lượng tiêu dùng giảm khoảng 14,39%. Kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu trước (ví dụ: Sornpaisarn và cộng sự (2016), Chalak và cộng sự (2020), Araya và Paraje (2018)). Hàm ý chính sách quan trọng của nghiên cứu này là tăng thuế các sản phẩm đồ uống có cồn là một công cụ hiệu quả để giảm lượng tiêu thụ và các vấn đề liên quan đến đồ uống có cồn tại Việt Nam. Tuy nhiên, để chính sách tăng thuế tiêu thụ đặc biệt có hiệu quả, cần thực hiện tốt các chính sách kiểm soát rượu, bia khác như: Hạn chế thanh thiếu niên tiếp cận, hạn chế quảng cáo rượu, bia thông qua các phương tiện truyền thông, hạn chế sự sẵn có của rượu, bia, các chính sách và chế tài đối với hành vi uống rượu bia khi tham gia giao thông... Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng đề xuất xem xét đến chính sách kiểm soát và áp thuế tiêu thụ đặc biệt cho nhóm sản phẩm rượu tự chế biến (rượu gạo, rượu nếp) của các hộ gia đình ở vùng nông thôn, các sản phẩm bán bất hợp pháp, buôn lậu, trốn thuế... Ngoài ra, cầu tiêu dùng các sản phẩm đồ uống có cồn tại Việt Nam giảm dần theo sự gia tăng của học vấn. Do đó, chính sách giáo dục, gia tăng nhận thức của người dân về các tác động tiêu cực của rượu, bia lên sức khỏe và kinh tế - xã hội nên tiếp tục được thực hiện để thay đổi hành vi tiêu dùng rượu, bia.

Cũng tương tự như bất kỳ nghiên cứu nào, nghiên cứu này cũng có một số hạn chế.

- *Thứ nhất*, phương pháp tính giá để áp dụng cho các hộ không tiêu dùng chỉ dựa vào hai biến thành thị/nông thôn và ngũ phân vị thu nhập có thể chưa thật sự tốt. Do vậy, các nghiên cứu tiếp theo nên tính giá theo theo xã, hoặc huyện/tỉnh nơi hộ gia đình đó sinh sống sẽ đảm bảo hợp lý hơn.

- *Thứ hai*, nghiên cứu chưa đánh giá được tác động về phúc lợi của việc tăng thuế tiêu thụ đặc biệt.

- *Cuối cùng*, dữ liệu bảng có thể sẽ tốt hơn để xem xét sự thay đổi trong kiểu mẫu tiêu dùng các mặt hàng đồ uống có cồn, trên cơ sở đó giúp thiết kế và thực thi chính sách thuế tốt hơn.

Chú thích

Bài báo này là kết quả nghiên cứu từ luận văn thạc sĩ ngành Kinh tế phát triển của Nguyễn Văn Huy, người hướng dẫn khoa học là TS. Phạm Thành Thái. Bài báo này cũng đã được trình bày tại hội thảo khoa học “Công cụ toán - thống kê trong nghiên cứu kinh tế - tài chính” tại Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh.

Tài liệu tham khảo

- Anderson, P., Chisholm, D., & Fuhr, D. C. (2009). Effectiveness and cost-effectiveness of policies and programmes to reduce the harm caused by alcohol. *The Lancet*, 373(9682), 2234–2246.
- Araya, D., & Paraje, G. (2018). The impact of prices on alcoholic beverage consumption in Chile. *PLoS One*, 13(10), 1–15. doi: 10.1371/journal.pone.0205932
- de Agostini, P. (2014). The effect of food prices and household income on the British diet. *ISER Working Paper Series*, No. 2014-10. Retrieved from <https://www.econstor.eu/handle/10419/95672>
- Chalak, A., Ghandour, L., Anouti, S., Nakkash, R., Yassin, N., & Afifi, R. (2020). The impact of broad-based vs targeted taxation on youth alcohol consumption in Lebanon. *Health Policy and Planning*, 35(6), 625–634. doi: 10.1093/heapol/czaa018
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *American Economics Review*, 70(3), 312–326.
- Fashogbon, A. E., & Oni, O. A. (2013). Heterogeneity in rural household food demand and its determinants in Ondo State, Nigeria: An application of quadratic almost ideal demand system. *Journal of Agricultural Science*, 5(2), 169–177.
- Fogarty, J. (2009). The demand for beer, wine and spirits: A survey of the literature. *Journal of Economic Surveys*, 24(3), 428–478.
- Forbes. (2019). *Where global alcohol consumption is rising & falling [Infographic]*. Truy cập ngày 15/6/2020, từ <https://www.forbes.com/sites/niallmccarthy/2019/05/09/where-global-alcohol-consumption-is-rising-falling-infographic/#c037ad16e4b6>
- Forbes Việt Nam. (2020). Các hàng bia thất thu nghìn tỷ vì Covid-19 và Nghị định 100. Truy cập ngày 15/6/2020, từ <https://forbesvietnam.com.vn/tin-cap-nhat/cac-hang-bia-that-thu-nghin-ti-vi-covid19-va-nghi-dinh-100-10634.html>
- Gallet, C. A. (2007). The demand for alcohol: A meta-analysis of elasticities. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 51(2), 121–135.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
- Luong, L., & Vu, L. H. (2020). Impacts of excise taxation on non-alcoholic beverage consumption in Vietnam. *Sustainability*, 12(3), 1–13.
- Lưu Bích Ngọc, & Nguyễn Thị Thiêng. (2018). *Tiêu dùng rượu bia ở Việt Nam: Một số kết quả điều tra quốc gia*. Hà Nội: NXB Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Moschini, G. (1995). Units of measurement and the Stone index in demand system estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1), 63–68.

- Nguyen, T. N. (2020). The determinants of an econometric demand model for Beverages. *International Journal of Economics and Business Administration*, 8(1), 383–394.
- 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.
- 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), 84–96.
- Sornpaisarn, B., Shield, K. D., Cohen, J. E., Schwartz, R., & Rehm, J. (2016). The association between taxation increases and changes in alcohol consumption and traffic fatalities in Thailand. *Journal of Public Health*, 38(4), 480–488.
- Tian, G., & Liu, F. (2011). Is the demand for alcoholic beverages in developing countries sensitive to price? Evidence from China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8(6), 2124–2131.
- Tổng cục Thống kê. (2019). *Kết quả khảo sát mức sống dân cư Việt Nam năm 2018*. Truy cập từ <https://www.gso.gov.vn/wp-content/uploads/2020/05/VHLSS2018.pdf>
- Tổng cục Thống kê. (2020). *Thông cáo báo chí về kết quả khảo sát mức sống dân cư năm 2020*. Truy cập từ <https://www.gso.gov.vn/du-lieu-va-so-lieu-thong-ke/2021/07/thong-cao-bao-chi-ve-ket-qua-khao-sat-muc-song-dan-cu-nam-2020/>
- Trương Ngọc Phong, & Phạm Thành Thái. (2017). Đánh giá kinh tế về khả năng áp thuế tiêu thụ đặc biệt lên mặt hàng nước giải khát không cồn tại Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 50(D), 63–69.
- Ủy ban An toàn Giao thông Quốc gia. (2019). *Tài liệu họp trực tuyến tổng kết công tác bảo đảm TTATGT năm 2018*. Truy cập từ <http://antoangiaothong.gov.vn/uy-ban-atgt-quoc-gia/tai-lieu-hop-truc-tuyen-tong-ket-cong-tac-bao-dam-ttatgt-nam-2018-227745.html>
- VIRAC. (2019). *Báo cáo nghiên cứu ngành đồ uống Việt Nam Q3/2019*. Truy cập từ https://www.academia.edu/41471841/B%C3%A1o_c%C3%A1o_chuy%C3%AAn_s%C3%A2u_ng%C3%A0nh_%C4%90%E1%BB%93_u%E1%BB%91ng_Q3
- Wagenaar, A. C., Salois, M. J., & Komro, K. A. (2009). Effects of beverage alcohol price and tax levels on drinking: A meta-analysis of 1003 estimates from 112 studies. *Addiction*, 104(2), 179–190.
- Wagenaar, A. C., Tobler, A. L., & Komro, K. A. (2010). Effects of alcohol tax and price policies on morbidity and mortality: A systematic review. *American Journal of Public Health*, 100(11), 2270–2278.
- WHO. (2019). *Hỏi đáp về phòng chống hại của rượu bia [Questions and answers on the prevention and control of alcohol-related harm]*. Truy cập từ <https://iris.wpro.who.int/handle/10665.1/14361>