

Mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng cho tuyến Metro số 1 tại TP. Hồ Chí Minh

LÊ THANH LOAN

Trường Đại học Kinh Tế TP. HCM – loanlt@ueh.edu.vn

LÊ TUẤN ANH

tuananh.le322@gmail.com

Ngày nhận:

01/12/2016

Ngày nhận lại:

29/11/2017

Ngày duyệt đăng:

30/11/2017

Mã số:

1216-E21-V27

Từ khóa:

Mức sẵn lòng trả;
Metro; Mô hình Tobit;
TP.HCM.

Keywords:

Willingness to pay;
Metro; Tobit model;
Ho Chi Minh City.

Nghiên cứu ước lượng mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng tiềm năng cho tuyến Metro số 1 của dự án tàu điện ngầm tại TP. Hồ Chí Minh bằng phương pháp định giá ngẫu nhiên và đánh giá thực trạng giao thông tại thành phố. Mức sẵn lòng trả trung bình ước lượng là 9.320 đồng/hành khách/lượt và khung giá vé được lựa chọn nhiều nhất là từ 8.000–12.000 đồng/hành khách/lượt. Yếu tố tác động tích cực đến mức sẵn lòng trả gồm lợi ích của tuyến Metro số 1 đối với người tiêu dùng (tính linh động và thời gian di chuyển của tuyến Metro số 1), chi phí di chuyển hiện tại, thu nhập, và giới tính. Lợi ích xã hội và môi trường của tuyến Metro số 1 mặc dù được đánh giá cao nhưng không có ý nghĩa thống kê trong việc tác động đến mức sẵn lòng trả. Nghiên cứu cung cấp khung giá vé phổ biến và mức sẵn lòng trả làm căn cứ xây dựng chính sách giá để khai thác hiệu quả tuyến Metro số 1. Đồng thời, chiến lược quảng bá nên ưu tiên vào yếu tố về hiệu quả của tuyến Metro số 1 đối với người tiêu dùng.

Abstract

This study estimates willingness to pay (WTP) of potential customers for Metro Line 1 of Ho Chi Minh City-based Metro Project by using contingent valuation method and undertakes assessment of the transportation situation in Ho Chi Minh City. The estimated rate at which they are willing to pay for the service is VND9,320/passenger/turn, and the most common WTP ranges from VND8,000–12,000/passenger/turn. The factors that positively influence WTP include the benefits of Metro Line 1 to the individual consumer (namely flexibility and time of transportation), current transportation cost of respondents, income, and gender. The social and environmental benefits of Metro, though being highly evaluated, do not significantly affect the willingness to pay for Metro Line 1. The study provides the common range of WTP and the average estimated WTP as a basis for pricing policy so as to deploy this line. The promotion strategy for Metro Line 1 should prioritize the benefits of Metro to individual consumers.

1. Giới thiệu

Các phương tiện giao thông công cộng tại TP.HCM còn hạn chế; hệ thống xe buýt chưa đáp ứng được yêu cầu của người tham gia giao thông; tốc độ phát triển hệ thống hạ tầng kỹ thuật của thành phố không theo kịp tốc độ phát triển của xe cơ giới phản ánh thực trạng phát triển không đồng bộ giữa tăng trưởng kinh tế và cơ sở hạ tầng giao thông, gây ra tình trạng tắc nghẽn giao thông trầm trọng tại TP.HCM (Sở Giao thông vận tải TP.HCM, 2010). Theo báo cáo của Chi cục Bảo vệ môi trường TP.HCM (2015) thì 61,29% số liệu về lượng bụi được quan trắc tại 10 vị trí giao thông ở TP.HCM vượt Quy chuẩn kỹ thuật quốc gia về chất lượng không khí xung quanh QCVN 05:2013/BTNMT. Giai đoạn 2011–2016, số vụ tai nạn giao thông đã tăng 8,62 %/năm, từ 12.100 vụ năm 2011 lên 21.590 vụ năm 2016 (Tổng cục Thống kê, 2011–2016).

Trước thực trạng đó, dự án hệ thống tàu điện ngầm Metro đang được triển khai tại TP.HCM (gọi tắt là dự án Metro) theo Quyết định số 101/QĐ-TTg năm 2007 được kỳ vọng có thể cải thiện tình trạng tắc nghẽn giao thông, giảm thiểu tai nạn giao thông, và cải thiện chất lượng không khí của TP.HCM. Theo quy hoạch, dự án Metro gồm 6 tuyến Metro, 1 tuyến tàu điện một ray và 1 tuyến tàu điện xuyên mặt đất với tổng chiều dài là 161 km và tổng vốn đầu tư ước tính là 9,7 tỉ USD (bao gồm cả thiết bị toa xe và công trình dân dụng); tuyến Metro số 1 dự kiến đưa vào hoạt động năm 2020; các tuyến Metro khác chưa có kế hoạch triển khai (Công ty tư vấn MVA Asia Limited, 2009).

Nghiên cứu về mức sẵn lòng trả của người tham gia giao thông – người tiêu dùng tiềm năng (gọi tắt là người tiêu dùng) đối với các phương tiện giao thông công cộng, cụ thể là mức sẵn lòng trả cho tuyến Metro số 1 của dự án Metro là cần thiết và quan trọng cho các nhà hoạch định và quản lý dự án Metro nhằm xác định giá vé để khai thác hiệu quả tuyến Metro số 1. Nguyen Duy Chinh và Nguyen Thanh Son (2017) đã sử dụng phương pháp thí nghiệm lựa chọn (Choice Experiment) để ước lượng mức giá vé một cách gián tiếp từ sự thay đổi về chi phí di chuyển khi chuyển sang sử dụng Metro; và mức sẵn lòng trả chính là giá trị phúc lợi của người tiêu dùng tiềm năng khi chuyển từ phương tiện di chuyển hiện tại sang sử dụng Metro được ước tính gián tiếp chỉ dựa trên sự thay đổi về thời gian di chuyển, chi phí di chuyển, và tính sẵn có của ghế ngồi trên toa xe. Tuy nhiên, các giá trị phúc lợi mà người tiêu dùng có được không chỉ tập trung vào 3 thuộc tính này của Metro mà còn được phản ánh ở các thuộc tính khác như: Khả năng đáp ứng về thời điểm và địa điểm di chuyển của Metro, các lợi ích xã hội và môi trường chung.

Một cách tổng thể, Freeman III và cộng sự (2014, tr. 388) cho rằng nếu phúc lợi của người tiêu dùng tiềm năng đạt được khi chuyển sang sử dụng Metro là W và mức chi phí phải bỏ ra khi sử dụng Metro là C , người tiêu dùng sẽ sẵn lòng trả nếu W lớn hơn C và ngược lại. Do đó, thay vì ước tính mức sẵn lòng trả gián tiếp chỉ thông qua 3 thuộc tính như nghiên cứu của Nguyen Duy Chinh và Nguyen Thanh Son (2017), phương pháp định giá ngẫu nhiên (bằng việc để người tiêu dùng tiềm năng tự phát biểu mức sẵn lòng trả cho tuyến Metro số 1) sẽ giúp phản ánh được giá trị phúc lợi đối với người tiêu dùng một cách trực tiếp, đầy đủ các thuộc tính mà Metro đem lại dựa trên sở thích cũng như sự quan tâm về các thuộc tính này và điều kiện cụ thể của từng cá nhân. Mức sẵn lòng trả được phát biểu từ người tiêu dùng cũng được kì vọng sẽ phản ánh được đầy đủ các thuộc tính khác ngoài 3 thuộc tính của Metro đã được phân tích trong nghiên cứu của Nguyen Duy Chinh và Nguyen Thanh Son (2017), điển hình là khả năng đáp ứng về thời điểm và địa điểm di chuyển của Metro. Do đó, mục tiêu của nghiên cứu này là xác định mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng cho tuyến Metro số 1 bằng cách hỏi trực tiếp mức sẵn lòng trả từ người tiêu dùng thông qua phương pháp định giá ngẫu nhiên.

Sau phần giới thiệu, nghiên cứu được bố cục gồm 4 phần: Phần 2 tổng quan về cơ sở lý thuyết; phần 3 trình bày về phương pháp nghiên cứu; phần 4 nêu kết quả nghiên cứu và thảo luận; và cuối cùng là phần 5, kết luận và kiến nghị.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Các phương pháp đo lường mức sẵn lòng trả cho hàng hóa chưa có thị trường

Phương pháp định giá ngẫu nhiên (Contingent Valuation Method – CVM) và thí nghiệm lựa chọn (Choice Experiment – CE) là 2 phương pháp phổ biến trong nhóm phương pháp phát biểu sở thích được sử dụng để định giá giá trị của hàng hóa chưa có thị trường. Đối với phương pháp định giá ngẫu nhiên, người trả lời được hỏi để chọn giữa tình huống hiện tại và một tình huống giả định khác thay thế. Đối với phương pháp thí nghiệm lựa chọn, người trả lời được hỏi để chọn giữa các tình huống khác nhau và các tình huống này được mô tả bằng các thuộc tính. Nói cách khác, phương pháp thí nghiệm lựa chọn là sự tổng quát hóa của phương pháp định giá ngẫu nhiên (Adamowicz & cộng sự, 1998).

Về mặt ứng dụng, phương pháp định giá ngẫu nhiên được ứng dụng để ước lượng trực tiếp giá trị kinh tế cho một sự thay đổi giả định của một hàng hóa, thay đổi giữa tình huống hiện tại và tình huống giả định thay thế (Jin & cộng sự, 2006). Phương pháp thí

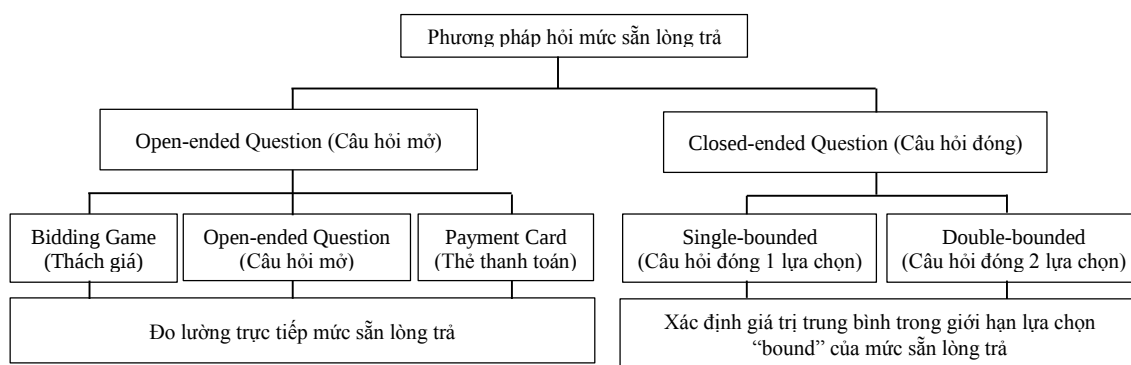
nghiệm lựa chọn ước lượng tác động của việc thay đổi từng thuộc tính riêng lẻ của một hàng hóa, thay đổi giữa các tình huống giả định khác nhau có thể bao gồm hoặc không bao gồm tình huống hiện tại. Phương pháp thí nghiệm lựa chọn cung cấp 4 nhóm thông tin cơ bản gồm: (1) Thuộc tính nào có ảnh hưởng đến sự lựa chọn tiêu dùng một hàng hóa; (2) thứ tự quan trọng của các thuộc tính (Implied Ranking); (3) mức thay đổi biên của mức sẵn lòng trả khi một/các thuộc tính có ảnh hưởng đến sự lựa chọn thay đổi; và (4) giá trị phúc lợi (Implied WTP) khi một/các thuộc tính của hàng hóa cùng thay đổi (Hanley & cộng sự, 1998; Hoyos, 2010). Do mức độ yêu cầu về thông tin nhiều hơn, phương pháp thí nghiệm lựa chọn phức tạp hơn về mặt thống kê, thiết kế thí nghiệm, chọn lựa các thuộc tính, và chọn lựa mức độ thay đổi của các thuộc tính này (Adamowicz & cộng sự, 1998; Jin & cộng sự, 2006). Ngoài ra, sự ưa thích về các thuộc tính phản ánh qua việc lựa chọn hàng hóa có thể bị thay đổi trong quá trình thí nghiệm cũng là hạn chế của phương pháp thí nghiệm lựa chọn (Carlsson & Martinsson, 2001).

Việc lựa chọn giữa phương pháp định giá ngẫu nhiên và phương pháp thí nghiệm lựa chọn để đo lường mức sẵn lòng trả phụ thuộc bối cảnh nghiên cứu, những lợi ích và hạn chế của mỗi phương pháp (Carlsson & Martinsson, 2001). Xét trong bối cảnh mức độ chính xác trong việc đo lường mức sẵn lòng trả, phương pháp thí nghiệm lựa chọn cho kết quả về mức sẵn lòng trả ước lượng cao hơn so với phương pháp định giá ngẫu nhiên sử dụng phương pháp hỏi sử dụng thẻ thanh toán; trong khi đó, các nghiên cứu thực nghiệm trước đây cho thấy mức sẵn lòng trả ước lượng bằng phương pháp định giá ngẫu nhiên luôn cao hơn so với mức sẵn lòng trả thực tế (Ryan & Watson, 2009). Vì vậy, với mục tiêu ước lượng mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng tiềm năng cho tuyến Metro số 1 nhằm làm căn cứ xây dựng chính sách giá vé để khai thác hiệu quả tuyến Metro số 1, phương pháp định giá ngẫu nhiên là phương pháp phù hợp cho tình huống của nghiên cứu.

2.2. *Phương pháp định giá ngẫu nhiên*

Phương pháp định giá ngẫu nhiên được xây dựng dựa trên lý thuyết tối đa hóa hữu dụng và lý thuyết về hành vi người tiêu dùng (Mitchell & Carson, 1989). Phương pháp định giá ngẫu nhiên sử dụng một trong bốn phương pháp hỏi chính để hỏi về mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng cho hàng hóa được phân làm 2 nhóm, gồm nhóm câu hỏi mở và nhóm câu hỏi đóng (Hình 1). Với nhóm câu hỏi mở, thông tin thu được là mức sẵn lòng trả thật sự của người tiêu dùng, khắc phục được nhược điểm của nhóm câu hỏi đóng với thông tin thu được chỉ là giá trị giới hạn (Bound Value) của mức sẵn lòng trả mà tại đó người tiêu dùng sẽ đồng ý hoặc không đồng ý trả, không phải mức sẵn lòng

trả thật sự của người tiêu dùng. Với nhóm câu hỏi đóng, mức sẵn lòng trả trung bình ước lượng dựa trên thông tin về các giá trị giới hạn sẵn lòng trả thu được. Trong nhóm câu hỏi mở, phương pháp hỏi sử dụng thẻ thanh toán có ưu điểm hơn so với phương pháp hỏi thách giá và câu hỏi mở do có thể khắc phục được hạn chế dễ bị sai lệch điểm khởi đầu (Starting Point) ở phương pháp hỏi thách giá và các câu trả lời ngoại biên (Outliers) do một vài quan sát thường có mức sẵn lòng trả rất cao hoặc rất thấp so với trung bình mẫu ở phương pháp hỏi câu hỏi mở (Champ & cộng sự, 2012).



Hình 1. Các phương pháp hỏi chính trong phương pháp định giá ngẫu nhiên

Nguồn: Trích lược từ Champ và cộng sự (2012)

2.3. Tổng quan các nghiên cứu trước

Các lợi ích về môi trường và lợi ích cá nhân đặc biệt trong lĩnh vực giao thông thường được định giá bằng phương pháp định giá ngẫu nhiên với sự ưu tiên lựa chọn phương pháp hỏi sử dụng thẻ thanh toán. Các nghiên cứu lựa chọn phương pháp hỏi sử dụng thẻ thanh toán có thể kể đến bao gồm: (1) Yang và cộng sự (2014) và Gupta (2016) xác định mức sẵn lòng trả của người tham gia giao thông ở Ấn Độ và người dân sống ở các khu đô thị lớn Trung Quốc cho việc làm giảm phát thải khí CO₂; (2) Bhattacharya và cộng sự (2007) xác định mức sẵn lòng trả cho việc làm giảm tỉ lệ tử vong từ tai nạn giao thông ở New Delhi, Ấn Độ; và (3) Lin và Lo (2008) định giá giá trị lợi ích của việc xây dựng các trung tâm dịch vụ mua sắm kết hợp với các tuyến Metro ở Đài Bắc, Đài Loan.

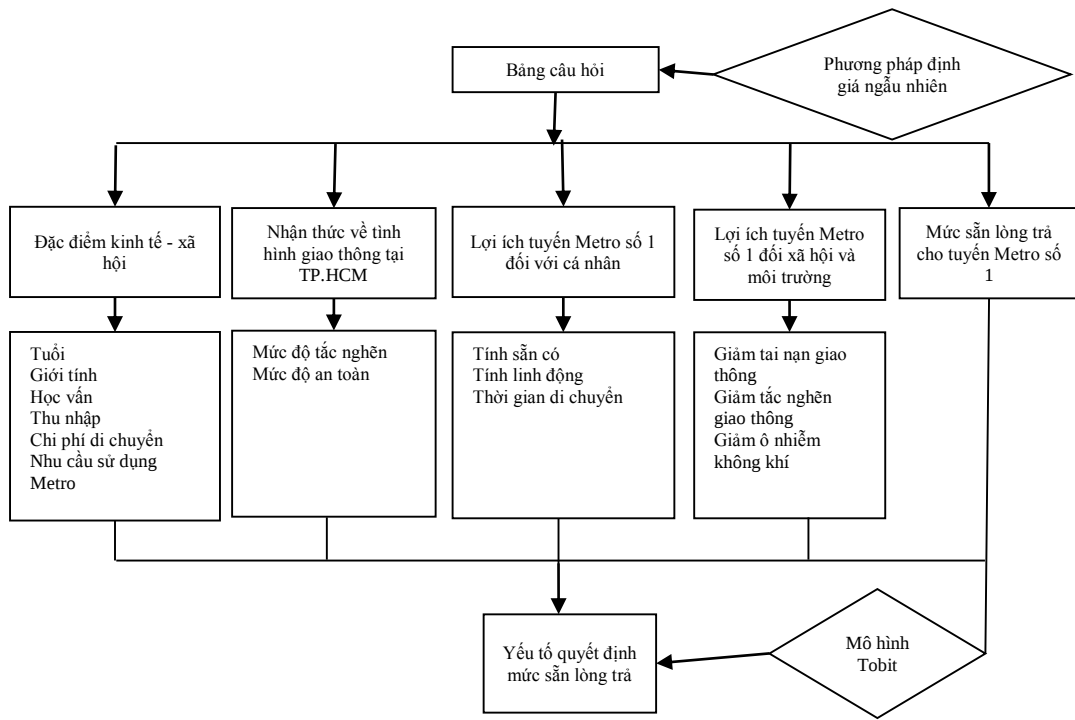
Tại Việt Nam, Nguyen Duy Chinh và Nguyen Thanh Son (2017) sử dụng phương pháp thí nghiệm lựa chọn để phân tích sự ưa thích của người dân địa phương đối với hệ thống Metro tại TP.HCM. Tính sẵn có của ghế ngồi, thời gian di chuyển, và mức độ tiết kiệm chi phí khi sử dụng Metro là các nhân tố tác động đến việc sử dụng Metro của người dân. Ngoài ra, nghiên cứu cũng chỉ ra hành khách sẵn sàng trả thêm 0,61 đồng

cho việc giảm 1 phút thời gian di chuyển và 4,11 đồng cho việc có thể lựa chọn ghế ngồi trên toa xe. Tổng giá trị phúc lợi mà mỗi hành khách đạt được khi chuyển sang sử dụng Metro là 64.300 đồng. Giá vé được khuyến cáo ở mức 1.350 đồng mỗi km để 50% hành khách chuyển sang sử dụng Metro.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Đối tượng phỏng vấn và xây dựng bảng câu hỏi

Đối tượng phỏng vấn về mức sẵn lòng trả cho tuyến Metro số 1 là người tiêu dùng tiềm năng đối với nhu cầu đi lại dọc tuyến Metro số 1. Người tiêu dùng tiềm năng của tuyến Metro số 1 là các cá nhân di chuyển và có nhu cầu sử dụng tuyến Metro số 1 gồm các cư dân đang sinh sống, học tập, và làm việc tại khu vực xung quanh các điểm dừng ở 5 quận dọc tuyến Metro số 1. Tuyến Metro số 1 có lộ trình dọc theo 5 quận của TP.HCM gồm: Quận 1 với 3 trạm (Bến Thành, Nhà hát TP.HCM, và cảng Ba Son), quận Bình Thạnh với 2 trạm (Công viên Văn Thánh, Tân Cảng), quận 2 với 3 trạm (Thảo Điền, An Phú, và Rạch Chiếc), quận Thủ Đức với 3 trạm (Phước Long, Bình Thái, Thủ Đức), và quận 9 với 3 trạm (Khu công nghệ cao, Suối Tiên, và trạm bến xe Suối Tiên). Bảng câu hỏi gồm có 4 phần với phần 1 và 2 hỏi về đặc điểm kinh tế - xã hội và nhận thức về tình hình giao thông hiện nay của đối tượng phỏng vấn, phần 3 và phần 4 hỏi về các lợi ích của tuyến Metro số 1 mang lại và mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng cho tuyến Metro số 1 (Hình 2). Để hỏi về mức sẵn lòng trả, đầu tiên người tiêu dùng được giới thiệu về dự án xây dựng tuyến Metro số 1 và các lợi ích mà dự án có thể mang lại đối với cá nhân người tiêu dùng, đối với xã hội và môi trường xung quanh. Sau đó, thể thanh toán với 20 mức giá được xây dựng dựa trên việc điều tra thử và tham khảo ý kiến của các chuyên gia được đưa ra để người tiêu dùng phát biểu mức sẵn lòng trả của họ cho tuyến Metro số 1 (chi tiết khung giá thể thanh toán tại Phụ lục 1).



Hình 2. Cấu trúc xây dựng bảng câu hỏi

Nguồn: Hiệu chỉnh từ Yang và cộng sự (2014)

3.2. Xác định kích cỡ mẫu và chọn mẫu

$$n = 2[Z_{(1-\alpha)} + Z_{(1-\beta)}]^2 \left(\frac{V}{\Delta} \right)^2 \quad (1)$$

Trong đó:

n: Số quan sát tối thiểu cần có (quan sát);

Δ : Mức khác biệt mong muốn giữa mức sẵn lòng trả ước lượng và mức sẵn lòng trả thực tế (%);

V: Hệ số biến thiên;

$Z_{(\cdot)}$: Giá trị kiểm định T-test một đuôi hoặc hai đuôi ở bậc tự do $df = \infty$;

α : Xác suất sai lầm loại I (%);

β : Xác suất sai lầm loại II (%).

Mitchell và Carson (1989, tr. 364) đã đưa ra Công thức (1) để ước tính kích cỡ mẫu cần thiết cho nghiên cứu phương pháp định giá ngẫu nhiên và đã được nhiều nghiên cứu áp dụng trong thực tiễn (Kairu-Wanyoike & cộng sự, 2014; Kairu-Wanyoike & cộng sự, 2013). Do đó, công thức (1) được nghiên cứu sử dụng để ước tính kích cỡ mẫu cần thiết nhằm đảm bảo tính đại diện của mẫu điều tra. Nghiên cứu chọn giá trị $\Delta=20\%$, $V=0,54$, $\alpha=10\%$ [two-tail $Z_{(1-\alpha)}=1,645$], và $\beta=10\%$ [two-tail $Z_{(1-\beta)}=1,645$], kích cỡ mẫu tối thiểu cần có là 158 quan sát. Trên cơ sở kết quả tính toán từ công thức (1), nghiên cứu chọn kích cỡ mẫu là 160 quan sát. Nghiên cứu tiến hành chọn mẫu dựa trên quy hoạch về các điểm dừng ở 5 quận dọc tuyến Metro số 1 và đối tượng phỏng vấn là người tiêu dùng tiềm năng được đề cập ở Mục 3.1. và được lựa chọn ngẫu nhiên tại các điểm dừng. Đặc điểm của mẫu điều tra, số quan sát thu thập được phân tích rõ ở Mục 4.1.1.

3.3. Mô hình ước lượng

Để hỏi về mức sẵn lòng trả và ước lượng mức sẵn lòng trả trung bình của người tiêu dùng cho tuyến Metro số 1 của dự án tàu điện ngầm tại TP.HCM, nghiên cứu lựa chọn phương pháp hỏi sử dụng thẻ thanh toán và mô hình hồi quy Tobit để ước lượng mức sẵn lòng trả trung bình của mẫu. Mô hình Tobit được áp dụng khi biến phụ thuộc bị kiểm duyệt ở một giá trị cận dưới hoặc cận trên và các quan sát có các giá trị này chiếm một tỉ lệ đáng kể trong mẫu (Tobin, 1958). Trong các nghiên cứu sử dụng phương pháp định giá ngẫu nhiên với phương pháp hỏi thẻ thanh toán, biến phụ thuộc là mức sẵn lòng trả thường bị kiểm duyệt ở một giá trị cận trên hoặc cận dưới (Yang & cộng sự, 2014). Điển hình như trong nghiên cứu của Yang và cộng sự (2014), nhóm nghiên cứu đã sử dụng mô hình Tobit để ước lượng mức sẵn lòng trả trung bình của mẫu do một phần đáng kể các quan sát trong mẫu lựa chọn mức giá cao nhất trong khung giá của thẻ thanh toán. Tương tự, Dutta và cộng sự (2007) và Gupta (2016) cũng sử dụng mô hình Tobit để ước lượng mức sẵn lòng trả trung bình của mẫu do có nhiều quan sát trong mẫu lựa chọn mức giá thấp nhất trong khung giá thẻ thanh toán. Việc sử dụng mô hình hồi quy Tobit với biến phụ thuộc bị kiểm duyệt là phù hợp với nhóm câu hỏi mở, mang lại kết quả ước lượng về mức sẵn lòng trả của mẫu đáng tin cậy hơn (Dutta & cộng sự, 2007).

Trong nghiên cứu, một phần đáng kể các quan sát lựa chọn giá trị cận dưới ở mức giá 5.000 đồng trong khung giá của thẻ thanh toán (Phụ lục 1), do đó, nghiên cứu sử dụng mô hình Tobit với biến phụ thuộc mức sẵn lòng trả bị kiểm duyệt bên trái tại giá trị 5.000 đồng, trình bày tại phương trình (2) (Verbeek, 2004, tr. 219).

$$WTP_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{với } WTP = \begin{cases} WTP^* & \text{nếu } WTP^* > 5 \\ 5 & \text{nếu } WTP^* \leq 5 \end{cases}$$

Trong đó:

WTP: Mức sẵn lòng trả;

WTP*: Biến WTP ẩn;

X_{ki} : Biến độc lập k tác động đến WTP ở quan sát i;

ε : Phần dư, phần dư được giả định có phân phối chuẩn $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$;

β_k : Hệ số ước lượng;

K: Tổng số biến độc lập;

i: Số quan sát.

Phương trình (2) được ước lượng bằng phương pháp Maximum Log Likelihood và sử dụng phương pháp lặp đại số của Newton-Raphson (Newton-Raphson Method of Iteration) để thu được các hệ số ước lượng β_k và sai số chuẩn của phần dư mô hình σ , hàm Log Likelihood phương trình (2) (Maddala, 1986, tr. 154) có dạng:

$$\begin{aligned} \ln(\beta, \sigma | WTP_i, X_i) = \sum_{WTP_i=5} \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki}}{\sigma} \right) \right] - \\ \frac{1}{2} \sum_{WTP_i > 5} [\ln(2\pi) + \ln \sigma^2] - \frac{1}{2} \sum_{WTP_i > 5} \frac{[WTP_i - (\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki})]^2}{\sigma^2} \end{aligned} \quad (3)$$

Trong đó:

σ : Sai số chuẩn của phần dư, $\sigma = \sqrt{V(\varepsilon_i)}$ (Phương trình (6) ở Phụ lục 2);

ϕ : Hàm mật độ xác suất của phân phối chuẩn hóa;

Φ : Hàm phân phối tích lũy của phân phối chuẩn hóa.

Kiểm định và khắc phục vi phạm giả thuyết của mô hình Tobit

Hai giả thuyết quan trọng của mô hình Tobit là phân phối chuẩn và phương sai sai số không đổi của phần dư, việc vi phạm một trong hai giả thuyết sẽ dẫn đến các hệ số ước lượng thu được từ mô hình Tobit không đáng tin cậy; do đó, mô hình Tobit cần thiết được tiến hành kiểm định tính thỏa mãn đối với 2 giả thuyết trên (Maddala, 1986; Verbeek, 2004). Chi tiết các thủ tục kiểm định được tham khảo từ Verbeek (2004, tr. 225–227) và cách khắc phục được trình bày ở Phụ lục 2.

Tác động biên và mức sẵn lòng trả trung bình của mô hình Tobit

Theo Maddala (1986) và Greene (1999) giá trị ước lượng mức sẵn lòng trả trung bình được tính như sau:

$$E[\overline{WTP}] = \Phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 \bar{X}_1 + \dots + \beta_K \bar{X}_K}{\sigma}\right) \left[(\beta_0 + \beta_1 \bar{X}_1 + \dots + \beta_K \bar{X}_K) + \sigma \frac{\phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 \bar{X}_1 + \dots + \beta_K \bar{X}_K}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 \bar{X}_1 + \dots + \beta_K \bar{X}_K}{\sigma}\right)} \right] \quad (4)$$

Theo Greene (2005, tr. 12) tác động biên của biến độc lập X_k lên biến phụ thuộc WTP được tính theo công thức:

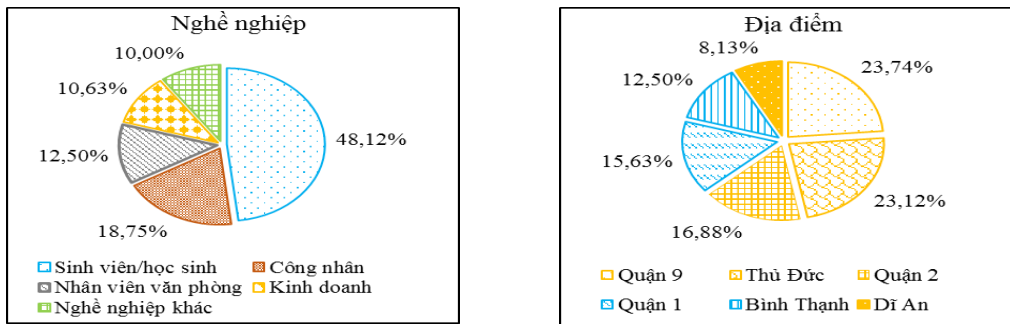
$$\frac{\partial E[\overline{WTP}]}{\partial X_k} = \beta_k \Phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 \bar{X}_1 + \dots + \beta_K \bar{X}_K}{\sigma}\right) + \delta_k \sqrt{V(\varepsilon_i)} \phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 \bar{X}_1 + \dots + \beta_K \bar{X}_K}{\sigma}\right) \quad (5)$$

với δ và $V(\varepsilon_i)$ chi tiết phương trình 6 ở Phụ lục 2.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận kết quả nghiên cứu

4.1. Kết quả nghiên cứu

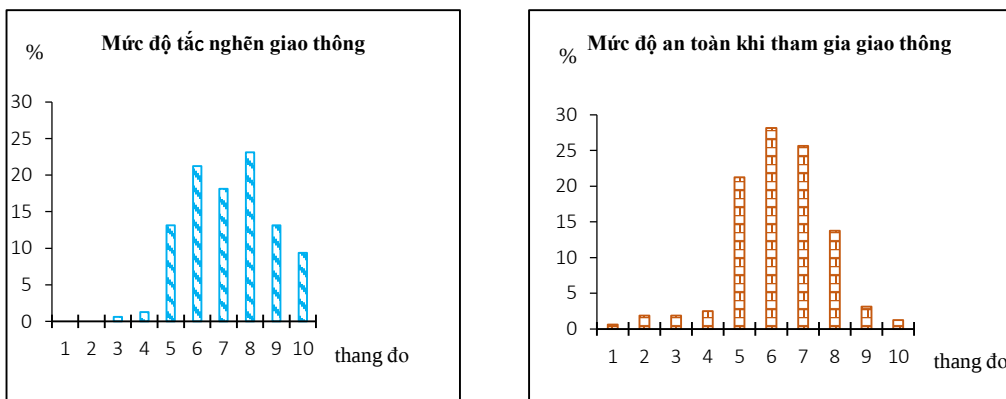
4.1.1. Đặc điểm thống kê của mẫu điều tra và các biến số trong mô hình hồi quy Tobit



Hình 3. Cơ cấu mẫu điều tra

Nguồn: Thống kê từ số liệu điều tra, khảo sát của tác giả năm 2016

Đối tượng phỏng vấn phân bố khá đều tại các điểm dừng ở 5 quận dọc tuyến Metro số 1 (Hình 3); trong đó, khu vực nội thành gồm quận 1 và quận Bình Thạnh chiếm 28,13% mẫu khảo sát, khu vực ngoại thành gồm quận 2, 9, Thủ Đức và Dĩ An (khu vực lân cận với Quận 9 và Thủ Đức thuộc địa phận Bình Dương) chiếm 71,87% mẫu khảo sát; học sinh và sinh viên chiếm 48,12% mẫu khảo sát, công nhân và nhân viên văn phòng chiếm tỉ lệ 31,25%, các đối tượng khác chiếm 20,63% (Hình 3).



Hình 4. Đánh giá của người tham gia giao thông về thực trạng giao thông của TP.HCM

Nguồn: Kết quả điều tra, khảo sát của tác giả năm 2016

Mức độ tắc nghẽn giao thông ở TP.HCM được đánh giá ở mức nghiêm trọng với 63,75% mẫu khảo sát cho rằng tình trạng tắc nghẽn ở mức độ từ 7 đến 10 trong thang đo mức độ từ 1 đến 10 với 1 là mức độ tắc nghẽn thấp nhất và 10 là mức độ tắc nghẽn cao nhất. Về mức độ an toàn khi tham gia giao thông, 28,13% mẫu khảo sát đánh giá mức độ an toàn khi tham gia giao thông ở mức độ từ 1 đến 5 trong thang đo mức độ từ 1 đến 10 với thể hiện sự thiếu chắc chắn và lo lắng của người tham gia giao thông khi lưu thông trên đường (Hình 4).

Bảng 1

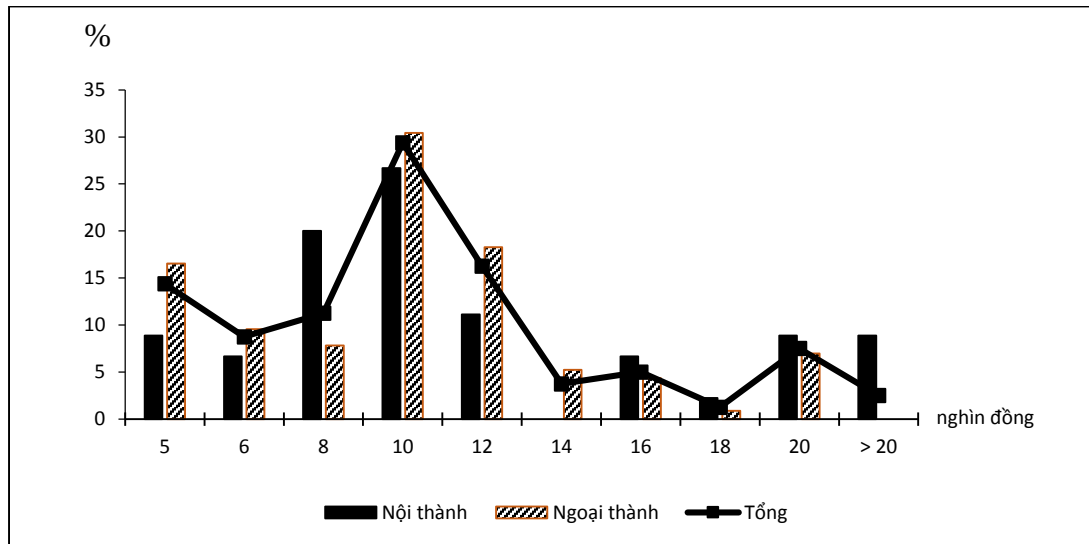
Nguyên nhân tắc nghẽn và giải pháp được đề xuất để giảm tắc nghẽn và an toàn giao thông

Chỉ tiêu	Tỉ lệ (%)
Nguyên nhân tắc nghẽn	
Số lượng phương tiện giao thông cá nhân gia tăng nhanh chóng	91,88
Việc tuân thủ luật lệ giao thông của người sử dụng phương tiện còn thấp	83,75
Diện tích mặt đường hạn chế	74,38
Mật độ dân số thành phố cao	73,13
Việc lấn chiếm vỉa hè, lòng lề đường để bán hàng không được kiểm soát	69,38
Cơ sở hạ tầng giao thông đường bộ xuống cấp	55,63
Nguyên nhân khác	1,25
Giải pháp giảm tắc nghẽn – đảm bảo an toàn	
Tuyên truyền, nâng cao nhận thức và trách nhiệm của người tham gia giao thông	85,00
Gia tăng sử dụng phương tiện công cộng: Xe buýt, tàu điện ngầm Metro	83,75
Nâng cao cơ sở hạ tầng giao thông thành phố	80,00
Khai thác, sử dụng diện tích không gian khác (không gian ngầm, trên cao)	78,13
Thắt chặt quản lí, xử phạt các đối tượng gây cản trở giao thông	72,50
Thường xuyên kiểm tra phương tiện giao thông để đảm bảo an toàn khi sử dụng	71,88

Nguồn: Thống kê từ số liệu điều tra khảo sát của tác giả năm 2016

Bảng 1 cho thấy số lượng phương tiện giao thông cá nhân gia tăng nhanh chóng và việc tuân thủ luật lệ giao thông còn thấp là 2 nguyên nhân chủ yếu gây ra tình trạng tắc

nghe giao thông, chiếm tỉ lệ lần lượt là 91,88% và 83,75% mẫu khảo sát. Việc tuyên truyền, nâng cao nhận thức và trách nhiệm của người tham gia giao thông và gia tăng sử dụng phương tiện công cộng là hai giải pháp được đưa ra nhằm giảm tắc nghẽn và đảm bảo an toàn khi tham gia giao thông với tỉ lệ lần lượt là 85% và 83,75% mẫu khảo sát.



Hình 5. Mức sẵn lòng trả của đối tượng tham gia mẫu điều tra

Nguồn: Thống kê từ số liệu điều tra khảo sát của tác giả năm 2016

Mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng cho tuyến Metro số 1 tập trung trong khoảng 8.000 – 12.000 đồng/hành khách/lượt và một cách tổng thể mức sẵn lòng trả có giá trị cao hơn từ người tiêu dùng ở khu vực nội thành so với ngoại thành. Hình 5 cho thấy với mức giá cao từ 16.000 đồng trở lên người tiêu dùng ở khu vực nội thành lựa chọn nhiều hơn so với người tiêu dùng ở khu vực ngoại thành và với mức giá trên 20.000 đồng chỉ có người tiêu dùng ở nội thành lựa chọn

Bảng 2

Chỉ tiêu thống kê của các biến trong mô hình hồi quy Tobit

Chỉ tiêu	Đơn vị	Kí hiệu	Trung bình	Trung vị	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
Biến phụ thuộc							
Mức sẵn lòng trả	nghìn đồng/hành khách/lượt	WTP	10,91	10,00	50,00	5,00	5,65
Biến độc lập							
Đặc điểm kinh tế - xã hội							
Tuổi	năm	AGE	26,94	23,00	57,00	15,00	9,96
Giới tính	1=nam, 0=nữ	GEN	0,44	0,00	1,00	0,00	0,50
Trình độ học vấn	năm đi học	EDU	13,08	14,00	18,00	4,00	2,99
Thu nhập	nghìn đồng/tháng	INC	4.610,63	3.900,00	25.000,00	10.000,00	3.447,59
Chi phí di chuyển hiện tại	nghìn đồng/lần di chuyển	TRC	4,48	3,69	35,00	0,00	4,55
Nhu cầu sử dụng	1=dưới nửa tuyến, 2=nửa tuyến, 3=trên nửa tuyến, 4=cả tuyến	DEM	2,10	2,00	4,00	1,00	1,11
Lợi ích đối với cá nhân							
Tính sẵn có ¹	thang đo 1–10	AVA	6,24	6,00	10,00	2,00	1,26
Tính linh động ²	thang đo 1–10	FLE	4,79	5,00	10,00	1,00	1,44
Thời gian di chuyển ³	thang đo 1–10	TIM	7,11	7,00	10,00	5,00	1,12
Lợi ích xã hội - môi trường							
Giảm tai nạn giao thông	thang đo 1–10	RAC	8,11	8,00	10,00	2,00	1,66
Giảm tắc nghẽn giao thông	thang đo 1–10	RTJ	8,06	8,00	10,00	2,00	1,36
Giảm ô nhiễm không khí	thang đo 1–10	RAP	8,73	9,00	10,00	4,00	1,14

Nguồn: Thống kê từ số liệu điều tra khảo sát của tác giả năm 2016

Bảng 2 cho thấy chi phí bình quân một lần di chuyển bằng phương tiện sử dụng hiện tại của đối tượng trong mẫu khảo sát là 4.480 đồng và nhu cầu sử dụng tuyến Metro số 1 bình quân là nửa tuyến. Thời gian di chuyển được rút ngắn là lợi ích lớn nhất mà tuyến

¹ Khả năng đáp ứng nhu cầu về thời điểm di chuyển

² Khả năng đáp ứng nhu cầu về địa điểm di chuyển

³ Mức độ rút ngắn thời gian di chuyển so với phương tiện giao thông hiện tại

Metro số 1 mang lại cho cá nhân người tiêu dùng với mức đánh giá bình quân là 7,11 trong thang đo mức độ từ 1 đến 10 (trong đó 1 là mức độ rút ngắn được thời gian di chuyển so với phương tiện di chuyển hiện tại ở mức thấp nhất và 10 là mức độ cao nhất). Tính sẵn có đại diện cho khả năng đáp ứng nhu cầu về thời điểm di chuyển và tính linh động đại diện cho khả năng đáp ứng nhu cầu về địa điểm di chuyển không được đánh giá cao, nằm ở mức trung bình với giá trị lần lượt là 6,24 và 4,79 trong thang đo mức độ 1 đến 10. Các lợi ích về xã hội, gồm: Giảm tai nạn giao thông, giảm tắc nghẽn giao thông và lợi ích về môi trường của tuyến Metro số 1 được người tiêu dùng đánh giá cao với giá trị lần lượt là 8,11, 8,06, và 8,73 trong thang đo mức độ 1 đến 10.

4.1.2. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy Tobit

Kết quả phân tích mô hình được trình bày ở Bảng 4 với các kết quả: (1) Mô hình Tobit 1 trình bày kết quả ban đầu chưa thực hiện kiểm định, các hệ số ước lượng β_k và sai số chuẩn của phần dư σ được ước lượng thông qua phương trình (3); (2) mô hình Tobit 2 trình bày kết quả sau khi đã thực hiện kiểm định giả thuyết phương sai sai số thay đổi của phần dư và tiến hành khắc phục vi phạm giả thuyết này của mô hình Tobit 1, các hệ số ước lượng β_k , sai số chuẩn của phần dư σ , và hệ số ước lượng của phương sai phần dư δ được ước lượng thông qua phương trình (7) (Phụ lục 2); và (3) mô hình Tobit 3 trình bày kết quả sau khi đã thực hiện kiểm định giả thuyết phương sai sai số thay đổi và giả thuyết phân phối chuẩn của phần dư và tiến hành khắc phục vi phạm các giả thuyết này của mô hình Tobit 1, các hệ số ước lượng β_k , sai số chuẩn của phần dư σ , hệ số ước lượng của phương sai phần dư δ , và hệ số ước lượng của hàm nghịch đảo Sin Hybolic γ được ước lượng thông qua phương trình (10) (Phụ lục 2).

Kết quả ước lượng mô hình Tobit 3 cho thấy nhóm biến đặc điểm kinh tế - xã hội gồm GEN, INC, và TRC có tác động đến mức sẵn lòng trả có ý nghĩa thống kê ở mức $\alpha = 1\%$; các biến AGE, EDU, và DEM không có ý nghĩa thống kê trong việc giải thích sự thay đổi mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng. Đối với nhóm biến đại diện cho lợi ích cá nhân người tiêu dùng của tuyến Metro số 1, biến FLE và TIM đều có tác động đến mức sẵn lòng trả có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức $\alpha = 1\%$ và $\alpha = 5\%$; biến AVA không có ý nghĩa thống kê trong việc giải thích sự thay đổi mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng. Nhóm biến lợi ích xã hội - môi trường không có ý nghĩa thống kê trong việc giải thích sự thay đổi mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng.

Bảng 3

Kết quả ước lượng mô hình hồi quy Tobit

Tên biến	Hệ số ước lượng	Mô hình Tobit 1			Mô hình Tobit 2			Mô hình Tobit 3		
		Giá trị hệ số	Sai số chuẩn	p-value	Giá trị hệ số	Sai số chuẩn	p-value	Giá trị hệ số	Sai số chuẩn	p-value
Hằng số	β_0	-6,51	4,80	0,18	-5,05	5,16	0,33	-4,77	4,53	0,29
AGE	β_1	-0,07	0,05	0,18	-0,07	0,05	0,22	-0,05	0,05	0,29
GEN	β_2	1,79	0,80	**	1,74	0,81	**	1,84	0,74	*
EDU	β_3	-0,07	0,16	0,64	-0,20	0,15	0,20	-0,16	0,13	0,25
INC	β_4	0,00	0,00	*	0,00	0,00	*	0,00	0,00	*
TRC	β_5	0,21	0,10	**	0,25	0,08	*	0,23	0,08	*
DEM	β_6	0,40	0,36	0,27	0,17	0,37	0,63	0,13	0,32	0,69
AVA	β_7	0,16	0,35	0,64	0,63	0,36	***	0,50	0,33	0,12
FLE	β_8	1,43	0,31	*	1,69	0,37	*	1,52	0,32	*
TIM	β_9	1,08	0,39	*	0,94	0,42	**	0,85	0,37	**
RAC	β_{10}	-0,53	0,46	0,25	-0,53	0,48	0,27	-0,54	0,43	0,21
RTJ	β_{11}	0,56	0,49	0,25	0,66	0,53	0,22	0,46	0,47	0,33
RAP	β_{12}	-0,17	0,54	0,75	-0,64	0,58	0,28	-0,33	0,52	0,52
Sai số chuẩn của phần dư mô hình										
	σ	4,69	0,29	*	1,12	0,40	*	1,45	0,51	*
Các hệ số ước lượng của phương sai phần dư (Variance Parameters) ⁴										
	δ_1				-0,49	0,28	***	-0,72	0,29	*
	δ_2				0,13	0,05	*	0,12	0,05	*
	δ_3				0,32	0,09	*	0,20	0,09	**
Hệ số ước lượng hàm nghịch đảo Sin Hybolic (Inverse Hyperbolic Sine (IHS) Transformation)										
	γ							-0,04	0,01	*
Giá trị hàm gần đúng (Log likelihood value)										
		-424,01			-312,89			-309,45		

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%.

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu điều tra từ EvIEWS

⁴ Phương sai của phần dư mô hình được giả định có dạng: $V(\varepsilon_i) = \sigma^2 \exp(\delta_1 EDU_i + \delta_2 INC_i + \delta_3 FLE_i)$

Áp dụng công thức (5), hệ số tác động biên của nhóm biến đặc điểm kinh tế - xã hội gồm GEN, INC, và TRC lần lượt là 1,84, 0,0005, và 0,23. Nam giới có xu hướng sẵn lòng trả cao hơn nữ giới 1.840 đồng/hành khách/lượt. Thu nhập (INC) tăng lên 1 triệu đồng/tháng thì người tiêu dùng sẽ sẵn lòng trả thêm 500 đồng/hành khách/lượt và chi phí di chuyển bằng phương tiện sử dụng hiện tại (TRC) tăng lên 1.000 đồng/lần di chuyển thì người tiêu dùng sẽ sẵn lòng trả thêm 230 đồng/hành khách/lượt.

Hệ số tác động biên của nhóm biến đại diện cho lợi ích cá nhân người tiêu dùng của tuyến Metro số 1 gồm FLE và TIM lần lượt là 1,52 và 0,85. Khi mức độ đáp ứng nhu cầu về địa điểm di chuyển (FLE) được đánh giá tăng thêm 1 đơn vị thang đo trong thang đo mức độ từ 1 đến 10 thì người tham gia giao thông sẽ sẵn lòng trả thêm 1.524 đồng/hành khách/lượt, và khi mức độ rút ngắn thời gian di chuyển so với phương tiện giao thông sử dụng hiện tại (TIM) được đánh giá tăng thêm 1 đơn vị thang đo trong thang đo mức độ từ 1 đến 10 thì người tham gia giao thông sẵn lòng trả thêm 851 đồng/hành khách/lượt.

Bảng 4

Mức sẵn lòng trả trung bình ước lượng của người tiêu dùng cho tuyến Metro số 1

Mức sẵn lòng trả	Giá trị (nghìn đồng/hành khách/lượt)
Trung bình mẫu	9,32
Phân theo nhu cầu đi lại (biến DEM)	
Dưới nửa tuyến	9,18
Nửa tuyến	9,31
Trên nửa tuyến	9,44
Cả tuyến	9,56

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu điều tra từ EvIEWS

Mức sẵn lòng trả trung bình cho tuyến Metro số 1 là 9.320 đồng/hành khách/lượt và không có sự khác biệt đáng kể về mức sẵn lòng trả khi các nhu cầu đi lại thay đổi trong độ dài quãng đường đi của tuyến Metro số 1 với 4 mức giá trị của biến nhu cầu đi lại gồm: Dưới nửa tuyến, nửa tuyến, trên nửa tuyến, và cả tuyến Metro số 1 từ Bến Thành đến Suối Tiên (Bảng 4).

4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Nghiên cứu xác định được mức sẵn lòng trả trung bình của người tham gia giao thông cho tuyến Metro số 1 là 9.320 đồng/hành khách/lượt với các mức sẵn lòng trả phổ biến

từ 8.000–12.000 đồng/hành khách/lượt. Các mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng cho tuyến Metro số 1 không có sự khác biệt đáng kể khi nhu cầu về khoảng cách đi lại khác nhau và người tiêu dùng ở nội thành có xu hướng trả cao hơn người tiêu dùng ở ngoại thành. Kết quả nghiên cứu này giúp cho nhà hoạch định ra quyết định về chính sách giá vé để khai thác hiệu quả tuyến Metro số 1 tại TP.HCM. Kết quả nghiên cứu không có sự khác biệt đáng kể giữa các khoảng cách đi lại khác nhau cho thấy người tiêu dùng không có xu hướng sẵn lòng chi trả cao hơn cho sự khác biệt về khoảng cách đi lại trong độ dài của tuyến Metro số 1. Điều này cũng phù hợp với thực tế chi trả đối với các phương tiện giao thông công cộng hiện nay như: Xe buýt, xe khách, và tàu hỏa. Với định hướng về chính sách giá đối với tuyến Metro số 1 hiện nay gồm có giá cố định bước lên Metro và giá theo số km di chuyển thực tế, chính sách giá cần được xem xét cân đối tối thiểu mức giá tính theo số km di chuyển thực tế để thu hút được nhu cầu đi lại sử dụng Metro. Nhà hoạch định chính sách cần quan tâm xác định nhóm người tiêu dùng tiềm năng chủ yếu ở khu vực nội thành hay ngoại thành để quyết định mức giá khai thác hiệu quả tuyến Metro số 1.

Biến số về thu nhập (INC) và chi phí di chuyển bằng phương tiện sử dụng hiện tại (TRC) có tác động dương đến mức sẵn lòng trả. Điều này cho thấy, người tiêu dùng sẵn lòng trả cao hơn khi chi phí đi lại và thu nhập tăng lên. Chính vì vậy, chính sách giá cần phải linh động thay đổi phù hợp với mức độ phát triển kinh tế trong từng giai đoạn; trong đó, ở giai đoạn đầu mức giá vé có thể linh động áp dụng ở mức giá cận biên thấp và có thể tăng dần theo mức tăng trưởng của nền kinh tế.

Các đặc điểm về lợi ích của Metro tác động tích cực đến mức sẵn lòng trả chỉ có ý nghĩa đối với các lợi ích trực tiếp đến cá nhân người tiêu dùng gồm tính linh động (FLE) và thời gian di chuyển (TIM) với mức ý nghĩa cao và tác động biên tăng lên đáng kể lần lượt là 1.524 đồng/hành khách/lượt và 851 đồng/hành khách/lượt khi các đặc điểm này được đánh giá tăng thêm 1 đơn vị thang đo trong thang đo mức độ 1 đến 10. Yếu tố về tính linh động đại diện cho khả năng đáp ứng nhu cầu về địa điểm di chuyển và thời gian di chuyển đại diện cho mức độ rút ngắn thời gian di chuyển của Metro so với phương tiện giao thông hiện tại. Điều đó cho thấy người tiêu dùng sẵn lòng trả cao khi hệ thống các trạm dừng được đáp ứng đầy đủ và thời gian di chuyển được rút ngắn. Đây là hai lợi ích người tiêu dùng quan tâm thật sự và tác động tích cực đến mức sẵn lòng trả cho tuyến Metro số 1. Yếu tố về tính linh động chỉ được đánh giá ở mức 4,79 trong thang đo mức độ từ 1 đến 10 cho thấy còn nhiều cơ hội để gia tăng lợi ích này, và từ đó có thể gia tăng mức giá vé tương ứng. Biến thời gian di chuyển được đánh giá ở mức 7,11 trong thang

đo mức độ từ 1 đến 10 cho nên mang lại ít cơ hội hơn so với biến FLE trong việc cải thiện mức sẵn lòng trả. Vì vậy, các chính sách về tuyên truyền, phổ biến, quảng bá để thu hút nhu cầu đi lại bằng phương tiện Metro cần ưu tiên nhấn mạnh hai lợi ích về tính linh động và thời gian di chuyển. Song song với việc này, ban quản lý dự án cần phải quan tâm đầu tư các hệ thống trạm dừng, nhà ga đáp ứng tối đa nhu cầu đi lại và tổ chức vận hành hệ thống Metro tối ưu nhất về thời gian di chuyển.

Các đặc điểm về lợi ích xã hội - môi trường của Metro gồm lợi ích về giảm tai nạn giao thông (RAC), lợi ích về giảm tắc nghẽn giao thông (RTJ), và lợi ích về môi trường (RAP) không có ý nghĩa thống kê trong việc giải thích sự thay đổi mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng mặc dù các biến này được đánh giá ở mức khá cao, lần lượt là 8,11, 8,06, và 8,73 trong thang đo mức độ từ 1 đến 10. Các lợi ích xã hội - môi trường này thật sự là mục tiêu hàng đầu về chính sách trong việc hoạch định và đầu tư xây dựng dự án Metro cũng như các hỗ trợ về ngân sách nhà nước để vận hành và phát triển loại hình phương tiện giao thông công cộng này. Tuy nhiên, đối với cá nhân người tiêu dùng, mặc dù nhận thức được và đánh giá cao các lợi ích xã hội - môi trường này nhưng việc sẵn lòng chi trả ở mức cao hơn cho các lợi ích này thì chưa có ý nghĩa thống kê và phản ánh được rõ nét trong nghiên cứu này. Do đó, trong điều kiện kinh phí hạn chế, các chiến lược quảng bá, khuyến khích tiêu dùng nên ưu tiên vào các lợi ích cá nhân hơn là các lợi ích về xã hội - môi trường.

Nghiên cứu cho thấy thực trạng về tắc nghẽn giao thông và khả năng đảm bảo an toàn cho người dân khi tham gia giao thông đang ở mức độ nghiêm trọng. Ba nguyên nhân chủ yếu tác động đến tình trạng tắc nghẽn giao thông hiện nay là số lượng phương tiện cá nhân gia tăng một cách nhanh chóng, việc tuân thủ luật lệ giao thông của người điều khiển phương tiện còn thấp, và diện tích mặt đường hạn chế. Đây là thông tin hữu ích cho cơ quan quản lý nhà nước trong việc đề ra các chính sách nhằm khắc phục tình trạng giao thông hiện nay tại TP.HCM như: Hạn chế các phương tiện tham gia giao thông chưa hiệu quả, quy hoạch giao thông công cộng cụ thể là Metro, xây dựng các bãi đỗ cho phương tiện cá nhân ở các trạm chính hoặc các trạm đi vào khu vực trung tâm nhằm hạn chế tình trạng tắc nghẽn và tai nạn giao thông.

5. Kết luận và kiến nghị

Nghiên cứu đã áp dụng phương pháp định giá ngẫu nhiên với dạng câu hỏi mở, sử dụng thẻ thanh toán để xác định mức sẵn lòng trả của người tiêu dùng cho tuyến Metro

số 1 của dự án Metro tại TP.HCM. Nghiên cứu đã xác định được mức sẵn lòng trả trung bình của người tham gia giao thông cho tuyến Metro số 1 là 9.320 đồng/hành khách/lượt và khung giá phổ biến từ 8.000–12.000 đồng/hành khách/lượt. Các yếu tố ảnh hưởng tích cực đến mức sẵn lòng trả của người dân bao gồm thu nhập, chi phí di chuyển bằng phương tiện sử dụng hiện tại, tính linh động, thời gian di chuyển của tuyến Metro số 1 và giới tính. Tình hình tắc nghẽn và an toàn giao thông tại TP.HCM được đánh giá khá nghiêm trọng. Tăng cường sử dụng phương tiện công cộng là một trong những giải pháp được đánh giá cao.

Kết quả nghiên cứu cung cấp thông tin làm cơ sở để xây dựng chính sách giá vé trong thời điểm khai thác sắp tới theo quy hoạch vào năm 2020 và cân nhắc linh động thay đổi phù hợp với mức độ phát triển kinh tế trong từng giai đoạn nhằm khai thác hiệu quả tuyến Metro số 1. Về phía cầu, các yếu tố lợi ích của Metro đối với cá nhân người tiêu dùng, cụ thể về thời gian di chuyển và khả năng đáp ứng nhu cầu về thời điểm, địa điểm di chuyển cần được ưu tiên đầu tư và đưa vào các chiến lược quảng bá để gia tăng nhu cầu sử dụng và khai thác hiệu quả tuyến Metro số 1 ■

Tài liệu tham khảo

- Adamowicz, W., Boxall, P., Williams, M., & Louviere, J. (1998). Stated Preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(1), 64–75. doi: 10.2307/3180269
- Bhattacharya, S., Alberini, A., & Cropper, M. L. (2007). The value of mortality risk reductions in Delhi, India. *Journal of Risk and Uncertainty*, 34(1), 21–47. doi: 10.1007/s11166-006-9002-5
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata* (revised ed.). Texas: Stata Press
- Carlsson, F., & Martinsson, P. (2001). Do Hypothetical and Actual Marginal Willingness to Pay Differ in Choice Experiments? *Journal of Environmental Economics and Management*, 41(2), 179–192. doi: 10.1006/jeem.2000.1138
- Champ, P. A., Boyle, K. J., & Brown, T. C. (2012). *A primer on nonmarket valuation* (Vol. 3). Berlin: Springer Science & Business Media. doi: 10.1007/978-94-007-0826-6
- Chi cục Bảo vệ môi trường TP.HCM. (2015). *Báo cáo tóm tắt hiện trạng chất lượng môi trường TP.HCM năm 2015*. Báo cáo quan trắc chất lượng môi trường. Truy cập từ http://hepa.gov.vn/content/tintuc_chitiet.php?catid=355&subcatid=0&newsid=628&langid=0
- Công ty tư vấn MVA Asia Limited. (2009). *Nghiên cứu Hệ thống Metro TP HCM - Nghiên cứu tổng thể dự báo doanh thu và người sử dụng ở TP HCM*. Báo cáo tháng 1/2008. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Nam.

- Dutta, M., Banerjee, S., & Husain, Z. (2007). Untapped demand for heritage: A contingent valuation study of Prinsep Ghat, Calcutta. *Tourism Management*, 28(1), 83–95. doi: 10.1016/j.tourman.2005.07.021
- Freeman III, A. M., Herriges, J. A., & Kling, C. L. (2014). *The measurement of environmental and resource values: Theory and methods (3rd ed.)*. London: Routledge.
- Greene, W. (1999). Marginal effects in the censored regression model. *Economics Letters*, 64(1), 43–49. doi: 10.1016/S0165-1765(99)00059-2
- Greene, W. H. (2005). Censored data and truncated distributions. *Available at SSRN 825845*. doi: 10.2139/ssrn.825845
- Gupta, M. (2016). Willingness to pay for carbon tax: A study of Indian road passenger transport. *Transport Policy*, 45, 46–54. doi: 10.1016/j.tranpol.2015.09.001
- Hanley, N., MacMillan, D., Wright, R. E., Bullock, C., Simpson, I., Parsisson, D., & Crabtree, B. (1998). Contingent Valuation Versus Choice Experiments: Estimating the Benefits of Environmentally Sensitive Areas in Scotland. *Journal of Agricultural Economics*, 49(1), 1–15. doi: 10.1111/j.1477-9552.1998.tb01248.x
- Hoyos, D. (2010). The state of the art of environmental valuation with discrete choice experiments. *Ecological Economics*, 69(8), 1595–1603. doi: 10.1016/j.ecolecon.2010.04.011
- Jin, J., Wang, Z., & Ran, S. (2006). Comparison of contingent valuation and choice experiment in solid waste management programs in Macao. *Ecological Economics*, 57(3), 430–441. doi: 10.1016/j.ecolecon.2005.04.020
- Kairu–Wanyoike, S. W., Kaitibie, S., Heffernan, C., Taylor, N. M., Gitau, G. K., Kiara, H., & McKeever, D. (2014). Willingness to pay for contagious bovine pleuropneumonia vaccination in Narok South District of Kenya. *Preventive Veterinary Medicine*, 115(3–4), 130–142. doi: 10.1016/j.prevetmed.2014.03.028
- Kairu–Wanyoike, S. W., Kaitibie, S., Taylor, N. M., Gitau, G. K., Heffernan, C., Schnier, C., McKeever, D. (2013). Exploring farmer preferences for contagious bovine pleuropneumonia vaccination: A case study of Narok District of Kenya. *Preventive Veterinary Medicine*, 110(3–4), 356–369. doi: 10.1016/j.prevetmed.2013.02.013
- Lin, J.–J., & Lo, C.–W. (2008). Valuing user external benefits and developing management strategies for metro system underground arcades. *Tunnelling and Underground Space Technology*, 23(2), 103–110. doi: 10.1016/j.tust.2006.12.003
- Maddala, G. S. (1986). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge university press.
- Mitchell, R. C., & Carson, R. T. (1989). *Using surveys to value public goods: The contingent valuation method*. Washington, D.C.: Resources for the Future.

- Nguyen Duy Chinh., & Nguyen Thanh Son (2017). Travel demand for metro in Ho Chi Minh City: A discrete choice experiment analysis. *Journal of Economic Development*, 24(3), 116–136.
- Reynolds, A., & Shonkwiler, J. S. (1991). Testing and correcting for distributional misspecifications in the Tobit model: An application of the Information Matrix test. *Empirical Economics*, 16(3), 313–323. doi: 10.1007/BF01206278
- Ryan, M., & Watson, V. (2009). Comparing welfare estimates from payment card contingent valuation and discrete choice experiments. *Health Econ*, 18(4), 389–401. doi: 10.1002/hec.1364
- Sở Giao thông Vận tải TP.HCM. (2010). *Thực trạng và quy hoạch phát triển giao thông vận tải TP. HCM đến năm 2020*. Truy cập từ [http://sgtvt.hochiminhcity.gov.vn/hinhanhtintuc/2011-12/duandautu/THUCTRANGQUYHOACH_123\[1\].pdfjjj](http://sgtvt.hochiminhcity.gov.vn/hinhanhtintuc/2011-12/duandautu/THUCTRANGQUYHOACH_123[1].pdfjjj)
- Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 26(1), 24–36.
- Tổng cục Thống kê. (2011–2016). *Tình hình kinh tế - xã hội hàng năm, từ năm 2011 đến năm 2016*. Truy cập từ <https://www.gso.gov.vn/default.aspx?tabid=621>
- Verbeek, M. (2004). *A guide to modern econometrics*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Yang, J., Zou, L., Lin, T., Wu, Y., & Wang, H. (2014). Public willingness to pay for CO₂ mitigation and the determinants under climate change: A case study of Suzhou, China. *Journal of Environmental Management*, 146, 1–8. doi: 10.1016/j.jenvman.2014.07.015

Phụ lục

Phụ lục 1. Các mức giá sẵn lòng trả trong khu giá thẻ thanh toán

Đơn vị: đồng/hành khách/lượt				
☐ 5.000	☐ 12.000	☐ 20.000	☐ 28.000	☐ 40.000
☐ 6.000	☐ 14.000	☐ 22.000	☐ 30.000	☐ 45.000
☐ 8.000	☐ 16.000	☐ 24.000	☐ 33.000	☐ 50.000
☐ 10.000	☐ 18.000	☐ 26.000	☐ 36.000	☐ > 50.000

Phụ lục 2. Khắc phục các vi phạm giả thuyết của mô hình hồi quy Tobit

Vi phạm giả thuyết phương sai sai số không đổi của phần dư và biện pháp khắc phục

Verbeek (2004, tr. 226) giả định phương sai phần dư của phương trình (2) có dạng như phương trình (6).

$$V(\varepsilon_i) = \sigma^2 h(\delta_1 W_{1i} + \dots + \delta_j W_{ji}) \quad (6)$$

Trong đó:

$h(\cdot)$: Dạng hàm, thỏa mãn điều kiện $h(0) = 1$ và $h(\cdot) > 0$;

W : Các biến độc lập giải thích sự thay đổi của phương sai $V(\varepsilon_i)$, có thể là 1 vài hoặc tất cả các biến độc lập X trong phương trình (2) tùy từng nghiên cứu (Maddala, 1986, tr. 180); Cameron & Trivedi, 2010, tr. 537));

δ : Hệ số ước lượng;

J : Số biến độc lập, $J \leq K$;

i : Số quan sát.

Nếu phương trình (2) vi phạm giả thuyết phương sai sai số không đổi, phương sai của phần dư ở phương trình (2) sẽ được thay thế bởi phương sai mới được trình bày ở Phương trình (6), hàm log likelihood ở phương trình (3) được viết lại như phương trình (7) (Maddala, 1986, tr. 180; Reynolds & Shonkwiler, 1991).

$$\begin{aligned} \ln(\beta, \sigma, \delta | WTP_i, X_i) = \sum_{WTP_i=5} \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki}}{\sqrt{\sigma^2 \exp(\delta_1 X_{1i} + \dots + \delta_K X_{Ki})}} \right) \right] - \\ \frac{1}{2} \sum_{WTP_i > 5} \ln(\sigma^2 \exp(\delta_1 X_{1i} + \dots + \delta_K X_{Ki})) - \\ \frac{1}{2} \sum_{WTP_i > 5} \left[\frac{(WTP_i - (\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki}))^2}{\sigma^2 \exp(\delta_1 X_{1i} + \dots + \delta_K X_{Ki})} \right] \end{aligned} \quad (7)$$

Vi phạm giả thuyết phân phối chuẩn của phần dư và biện pháp khắc phục

Nếu mô hình (2) vi phạm giả thuyết phân phối chuẩn của phần dư, có thể khắc phục bằng cách biến đổi biến phụ thuộc dưới dạng hàm nghịch đảo Sin Hybolic theo phương trình (8) để phương trình (2) có phần dư tuân theo phân phối chuẩn (Reynolds & Shonkwiler, 1991).

$$I(WTP_i) = \gamma^{-1} \ln(\gamma WTP_i + \sqrt{\gamma^2 WTP_i^2 + 1}) \quad (8)$$

Trong đó:

$$I(WTP_i) = \begin{cases} I(WTP_i^*) & \text{nếu } WTP_i^* > 5 \\ 5 & WTP_i^* \leq 5 \end{cases}$$

$$I(WTP_i^*) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki} + \varepsilon_i$$

γ hệ số chuyển đổi

Hàm Log Likelihood phương trình (3) sau khi biến đổi biến phụ thuộc dưới dạng hàm nghịch đảo Sin Hybolic theo phương trình (8) như sau (Reynolds & Shonkwiler, 1991):

$$\begin{aligned}
\text{Ln}(\beta, \sigma, \gamma | \text{WTP}_i, X_i) = & \sum_{\text{WTP}_i=5} \text{Ln} \left[1 - \Phi \left(\frac{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki}}{\sigma} \right) \right] - \\
& \frac{1}{2} \sum_{\text{WTP}_i > 5} \text{Ln}(\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{\text{WTP}_i > 5} \left[\frac{(I(\text{WTP}_i) - (\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki}))^2}{\sigma^2} \right] - \\
& \frac{1}{2} \sum_{\text{WTP}_i > 5} \text{Ln}(\gamma^2 \text{WTP}_i^2 + 1)
\end{aligned} \tag{9}$$

Trong trường hợp mô hình Tobit vi phạm đồng thời giả thuyết phương sai sai số không đổi và giả thuyết phân phối chuẩn của phần dư, hàm log likelihood ở phương trình (3) lúc này trở thành hàm Log Likelihood ở phương trình (10) (Reynolds & Shonkwiler, 1991).

$$\begin{aligned}
\text{Ln}(\beta, \sigma, \delta, \gamma | \text{WTP}_i, X_i) = & \sum_{\text{WTP}_i=5} \text{Ln} \left[1 - \Phi \left(\frac{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki}}{\sqrt{\sigma^2 \exp(\delta_1 X_{1i} + \dots + \delta_K X_{Ki})}} \right) \right] - \\
& \frac{1}{2} \sum_{\text{WTP}_i > 5} \text{Ln}[\sigma^2 \exp(\delta_1 X_{1i} + \dots + \delta_K X_{Ki})] - \\
& \frac{1}{2} \sum_{\text{WTP}_i > 5} \left[\frac{(I(\text{WTP}_i) - (\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_K X_{Ki}))^2}{\sigma^2 \exp(\delta_1 X_{1i} + \dots + \delta_K X_{Ki})} \right] - \\
& \frac{1}{2} \sum_{\text{WTP}_i > 5} \text{Ln}(\gamma^2 \text{WTP}_i^2 + 1)
\end{aligned} \tag{10}$$

Nghiên cứu sử dụng phần mềm Eviews 9.0 để ước lượng các hệ số β và σ (δ, γ nếu có) dựa vào hàm log likelihood ở phương trình (3), (7), (9) hoặc (10) tùy vào đặc điểm của nguồn số liệu thu thập có vi phạm các giả thuyết của mô hình Tobit hay không khi thực hiện các kiểm định được trình bày ở tài liệu của Verbeek (2004, tr. 225–227).