Applied Economics Journal Vol. 22 No. 2 (December 2015): 77-101
Copyright © 2015 Center for Applied Economics Research
ISSN 0858-9291

Received: 11 March 2015
Received in revised form: 17 August 2015
Accepted: 19 August 2015

ASEAN Long-Run Tourism Elasticity Demand in Thailand*

Akarapong Untong**
School of Tourism Development, Maejo University

This paper developed a model of the long-run demand for tourism in Thailand from nine countries in ASEAN. The aggregate tourism demand model was developed, and the elasticities were estimated using appropriate econometric methods based on characteristics and limitation of the available data in each country. The results show that, ASEAN tourist markets are more important than Europe markets in terms of number and growth of receipts, and each market have difference price elasticities. The economic growth of ASEAN countries in the last 2-3 decades helped stimulated the expansion of ASEAN tourist market in Thailand. Most tourists from ASEAN countries to Thailand were more sensitive to Thai price than cheaper prices from competing destinations resulting in higher own price elasticities that cross price elasticities. Moreover, it was observed that for the countries bordered by Thailand such as Lao PDR., Malaysia and Myanmar, their price elasticities were higher than other countries. That is because people from these countries often traveled to Thailand on weekend for shopping, relaxing and enjoying night entertainment, hence the greater flexibility to change plan if price rises. This study suggests that Thailand should develop a specialized marketing plan to accommodate each individual countries based on their elasticities. Moreover, Thailand should seize the opportunity of growing ASEAN tourists markets, propelled by rising economic growth and liberalization of ASEAN in 2015, in screening and specializing in high-end market.

Keywords: tourism demand, long-run elasticities, structural change, ASEAN, Thailand
JEL Classification: C01 C19 C22 C32

---

* This paper is a part of the project "The Tourism Competitiveness and Opportunities of ASEAN Tourism Market for Thailand" under Policies to Enhance and Improve the Tourism Competitiveness of Thailand for Support the ASEAN Economic Community program, supported by The Thailand Research Fund (TRF) and National Research Council of Thailand (NRCT).

** Corresponding author: Akarapong Untong, Ph.D., School of Tourism Development, Maejo University, 63 Moo 4 Nong Han, Sansai, Chiang Mai, 50290, Thailand. Tel: +66 53 873289, Fax: +66 53 873261, E-mail: akarapong_un@hotmail.com

วารสารเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ ปีที่ 22 ฉบับที่ 2 (ธันวาคม 2558): 77-101
ลิขสิทธิ์ © 2558 ศูนย์วิจัยเศรษฐศาสตร์ประยุกต์
ISSN 0858-9291

ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของนักท่องเที่ยวอาเซียน*

อัครพงศ์ อั้นทอง**
คณะพัฒนาการท่องเที่ยว มหาวิทยาลัยแม่โจ้

บทคัดย่อ

บทความนี้พัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของนักท่องเที่ยวจากประเทศอาเซียน 9 ประเทศ โดยประยุกต์ใช้แนวทางการพัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวรวมและวิธีเศรษฐมิติที่เหมาะสมบนพื้นฐานข้อจำกัดและคุณลักษณะของข้อมูล ผลการศึกษาพบว่า ตลาดนักท่องเที่ยวจากอาเซียนเริ่มสำคัญกว่าตลาดนักท่องเที่ยวจากยุโรปในแง่จำนวนและอัตราการขยายตัวของรายรับ และมีความยืดหยุ่นต่อราคาแตกต่างกัน การขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศอาเซียนในช่วง 2-3 ทศวรรษที่ผ่านมา เป็นปัจจัยสำคัญที่กระตุ้นให้เกิดการเติบโตของตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนในประเทศไทย ทั้งนี้ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนส่วนใหญ่ตอบสนองต่อราคาการท่องเที่ยวไทยและสูงกว่าราคาของคู่แข่ง เป็นที่น่าสังเกตว่า ประเทศที่มีพรมแดนติดกับประเทศไทยอย่าง สปป. ลาว มาเลเซีย สหภาพเมียนมาร์ มีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาสูงกว่าประเทศอื่นๆ ในอาเซียน เนื่องจากคนของประเทศเหล่านี้มักเดินทางเข้ามาท่องเที่ยวไทยในช่วงวันหยุดสุดสัปดาห์ เพื่อช้อปปิ้ง พักผ่อน และเที่ยวบันเทิงราตรี จึงสามารถปรับเปลี่ยนแผนได้ง่าย การศึกษานี้เสนอว่า ควรดำเนินนโยบายการตลาดที่สอดคล้องกับความยืดหยุ่นของแต่ละประเทศ และประเทศไทยควรใช้โอกาสจากการขยายตัวของตลาดอาเซียนอันเนื่องมาจากการขยายตัวทางเศรษฐกิจ และการเปิดเสรีอาเซียนในปี พ.ศ. 2558 ในการคัดกรองและทำตลาดคุณภาพสูง

คำสำคัญ: อุปสงค์การท่องเที่ยว ความยืดหยุ่นในระยะยาว การเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง อาเซียน ไทย

---

* บทความนี้เป็นส่วนหนึ่งของ “โครงการความสามารถในการแข่งขันด้านการท่องเที่ยวและโอกาสทางการตลาดนักท่องเที่ยวกลุ่มอาเซียนของประเทศไทย” ภายใต้แผนงานนโยบายการส่งเสริมและพัฒนาความสามารถในการแข่งขันด้านการท่องเที่ยวของไทยเพื่อรองรับการรวมกลุ่มประชาคมเศรษฐกิจอาเซียน ได้รับการสนับสนุนจากสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.) และสำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ (วช.)

** ติดต่อผู้เขียน: คุณอัครพงศ์ อั้นทอง คณะพัฒนาการท่องเที่ยว มหาวิทยาลัยแม่โจ้ 63 หมู่ 4 ต.หนองหาร อ.สันทราย จ.เชียงใหม่ 50290 โทรศัพท์: 053 973289 แฟกซ์: 053 873289 อีเมล์: akarapong_un@hotmail.com

บทนำ

หลังจากวิกฤตเศรษฐกิจในปี พ.ศ. 2540 ภาคการท่องเที่ยวกลายมาเป็นหนึ่งในภาคเศรษฐกิจสำคัญของเศรษฐกิจไทย และด้วยความได้เปรียบในเรื่องทำเลที่ตั้ง ความหลากหลายของทรัพยากรการท่องเที่ยว ความพร้อมของสิ่งสนับสนุนด้านการท่องเที่ยว และการบริการที่เป็นมิตรของคนไทย ทำให้การท่องเที่ยวของไทยเติบโตอย่างต่อเนื่องมากว่า 3 ทศวรรษ ในปี พ.ศ. 2556 ประเทศไทยมีนักท่องเที่ยวต่างชาติมาเยือนมากเป็นลำดับ 10 ของโลก หรือเป็นลำดับ 2 ในเอเชีย (รองจากจีน) และมีรายรับจากการท่องเที่ยวมากเป็นลำดับ 7 ของโลก หรือลำดับ 2 ในเอเชีย (รองจากจีน) โดยมีจำนวนและรายรับจากนักท่องเที่ยวต่างชาติประมาณ 26.5 ล้านคน และ 1.2 ล้านล้านบาท ตามลำดับ นอกจากนี้ประเทศไทยยังได้เปรียบดุลการท่องเที่ยวเป็นลำดับ 4 ของโลก รองจาก สหรัฐฯ มาเก๊า และสเปน ตามลำดับ (คิดเป็นมูลค่า 35.4 พันล้านเหรียญสหรัฐฯ หรือประมาณ 1.1 ล้านล้านบาท) (UNWTO, 2014)

จากการประมาณการของ World Travel & Tourism Council (WTTC) พบว่า ในปี พ.ศ. 2556 ประเทศไทยจะมีมูลค่าเพิ่มจากอุตสาหกรรมท่องเที่ยวประมาณร้อยละ 9.0 ของผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ และเมื่อรวมผลกระทบต่ออุตสาหกรรมอื่นๆ กิจกรรมทางเศรษฐกิจที่เกี่ยวเนื่องกับการท่องเที่ยวจะมีสัดส่วนต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติสูงถึงร้อยละ 20.2 และจะก่อให้เกิดการจ้างงานประมาณ 6.0 ล้านคน หรือร้อยละ 15.4 ของการจ้างงานทั้งหมดของประเทศไทย (WTTC, 2014)

หากพิจารณาโครงสร้างตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติของประเทศไทยที่แสดงในตารางที่ 1 พบว่า ในปี พ.ศ. 2556 อาเซียนมีส่วนแบ่งตลาดสูงถึงร้อยละ 27.4 เติบโตจากปี พ.ศ. 2552 ในอัตราเฉลี่ยร้อยละ 15.6 ต่อปี แม้ว่าตลาดเอเชียตะวันออกมีส่วนแบ่งตลาดและอัตราการขยายตัวสูงกว่าอาเซียน แต่การขยายตัวดังกล่าวเป็นผลจากการเติบโตแบบก้าวกระโดดของตลาดจีนตามกระแสการท่องเที่ยวตามวัฒนธรรมไทย (T-Pop fever) และภาพยนตร์ lost in Thailand ที่ออกฉายในช่วงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 ซึ่งทำให้ตลาดนักท่องเที่ยวจีนขยายตัวเพิ่มขึ้นในอัตราร้อยละ 66.4 ในปี พ.ศ. 2556

ตารางที่ 1 โครงสร้างตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติของประเทศไทย พ.ศ. 2552 และ พ.ศ. 2556

ภูมิภาคต้นทาง	พ.ศ. 2552		พ.ศ. 2556		อัตราการขยายตัวเฉลี่ยต่อปี (ร้อยละ)
	จำนวน (ล้านคน)	สัดส่วน (ร้อยละ)	จำนวน (ล้านคน)	สัดส่วน (ร้อยละ)	
อาเซียน	4.07	28.85	7.28	27.42	15.61
เอเชียตะวันออก	3.16	22.41	8.63	32.50	28.51
เอเชียใต้	0.81	5.73	1.35	5.08	13.65
ยุโรป	3.92	27.76	6.31	23.77	12.64
อเมริกา	0.80	5.63	1.17	4.41	10.14
โอชีเนีย	0.73	5.16	1.02	3.84	8.78
แอฟริกา&ตะวันออกกลาง	0.63	4.47	0.79	2.98	5.77
รวม	14.12	100.00	26.55	100.00	17.09

ที่มา: Department of Tourism (2014)

หากพิจารณารายรับจากนักท่องเที่ยวต่างชาติของไทยในตารางที่ 2 พบว่า ในปี พ.ศ. 2556 ประเทศไทยมีรายรับจากตลาดอาเซียน 195.9 พันล้านบาท หรือมีสัดส่วนร้อยละ 16.2 ของรายรับจากนักท่องเที่ยวต่างชาติทั้งหมดของไทยประมาณครึ่งหนึ่งของตลาดยุโรป และหนึ่งในสามของตลาดเอเชียตะวันออก แม้ว่ารายรับจากนักท่องเที่ยวอาเซียนจะต่ำกว่าตลาดทั้งสอง แต่ข้อมูลในคอลัมน์สุดท้าย แสดงให้เห็นว่า ตลาดอาเซียนมีอัตราการเติบโตสูงกว่าตลาดยุโรป

ตารางที่ 2 โครงสร้างรายรับจากนักท่องเที่ยวต่างชาติของประเทศไทย พ.ศ. 2552 และ พ.ศ. 2556

ภูมิภาคต้นทาง	พ.ศ. 2552		พ.ศ. 2556		อัตราการขยายตัว
	มูลค่า (พันล้านบาท)	สัดส่วน (ร้อยละ)	มูลค่า (พันล้านบาท)	สัดส่วน (ร้อยละ)	เฉลี่ยต่อปี (ร้อยละ)
อาเซียน	82.62	16.19	195.86	16.22	24.08
เอเชียตะวันออก	89.08	17.46	339.10	28.09	39.68
เอเชียใต้	21.88	4.29	51.32	4.25	23.75
ยุโรป	206.63	40.49	421.12	34.89	19.48
อเมริกา	46.70	9.15	76.51	6.94	13.14
โอชีเนีย	36.40	7.13	71.21	5.90	18.27
แอฟริกา & ตะวันออกกลาง	27.03	5.30	52.04	4.31	17.79
รวม	510.34	100.00	1,207.16	100.00	24.02

ที่มา: Department of Tourism (2014)

ในช่วงทศวรรษถัดจากปี พ.ศ. 2542 ประเทศไทยให้ความสำคัญกับตลาดนักท่องเที่ยวยุโรปมากกว่าตลาดประเทศเพื่อนบ้านอย่างอาเซียน เนื่องจากนักท่องเที่ยวจากอาเซียนมีจำนวนน้อยกว่านักท่องเที่ยวจากยุโรปเกือบทุกปี แต่หลังจากปี พ.ศ. 2552 เป็นต้นมา จำนวนนักท่องเที่ยวจากอาเซียนมีจำนวนมากกว่ายุโรป และจากวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นในช่วงที่ผ่านมาส่งผลให้ตลาดยุโรปเติบโตในอัตราที่ลดลง ขณะที่การเติบโตของเศรษฐกิจอาเซียนทำให้ประชาชนในภูมิภาคอาเซียนมีรายได้เพิ่มขึ้นและมีโอกาสท่องเที่ยวต่างประเทศมากขึ้น โดยเฉพาะการท่องเที่ยวภายในภูมิภาคเดียวกัน จากข้อมูลในตารางที่ 1 และ 2 จะเห็นได้ว่า อาเซียนเป็นหนึ่งในตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่สำคัญของไทย แม้ว่ารายรับจากตลาดอาเซียนต่ำกว่ายุโรปและเอเชียตะวันออก แต่ภายใต้สถานการณ์ปัจจุบันและการแข่งขันที่รุนแรง รวมทั้งโอกาสจากการเปิดเสรีอาเซียนในปี พ.ศ. 2558 อาเซียนเป็นหนึ่งในตลาดท่องเที่ยวที่ประเทศไทยไม่ควรมองข้าม

จากข้อมูลข้างต้นถือได้ว่าเป็นความท้าทายเชิงนโยบายของไทยในการทำตลาดอาเซียน โดยเฉพาะนโยบายการส่งเสริมตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียน นโยบายการกระตุ้นการใช้จ่ายของนักท่องเที่ยวอาเซียน รวมถึงนโยบายการตลาดที่แตกต่างกันของนักท่องเที่ยวอาเซียนในแต่ละกลุ่มหรือประเทศ ซึ่งต้องการข้อมูลเกี่ยวกับความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวรวมเพื่อใช้ประกอบการวางนโยบายดังกล่าว

การศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวที่ผ่านมา ให้ความสำคัญกับตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนที่สำคัญ 2 ตลาด คือ มาเลเซีย และสิงคโปร์ ตลาดทั้งสองมีขนาดความยืดหยุ่นต่อรายได้และราคาแตกต่างกัน (Kaosa-ard & Untong, 2014) แสดงว่า ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนแต่ละตลาดอาจมีการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของรายได้และราคาแตกต่างกัน ดังนั้นเพื่อทราบขนาด (magnitude) ของค่าความยืดหยุ่นที่แตกต่างกันของตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนแต่ละตลาด บทความนี้จึงพัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียน 9 ประเทศ ประกอบด้วยบรูไน กัมพูชา อินโดนีเซีย สปป. ลาว มาเลเซีย สหภาพเมียนมาร์ ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และเวียดนาม ค่าความยืดหยุ่นที่ได้จากแบบจำลองดังกล่าว เป็นข้อมูลสำคัญสำหรับวางนโยบายส่งเสริมตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนที่มีการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของรายได้และราคาการท่องเที่ยวที่แตกต่างกัน รวมทั้งนโยบายสำหรับส่งเสริมความสามารถในการแข่งขันด้านการท่องเที่ยวของไทยในตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียน

หัวข้อต่อไปกล่าวถึงแนวคิดและวิธีการศึกษา รวมทั้งแนวทางการพัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของประเทศอาเซียนแต่ละประเทศ จากนั้นเป็นการนำเสนอข้อมูลเกี่ยวกับตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียน ผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นในระยะยาว ตามด้วยบทสรุปและข้อเสนอแนะที่ได้จากการศึกษา

แนวคิดและวิธีการศึกษา

บทความนี้พัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวตามแนวทางของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวรวม (aggregate tourism demand models) ที่ให้ความสำคัญกับการพัฒนาแบบจำลองที่เหมาะสม (model fit) กับชุดข้อมูลที่ใช้ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ (ค่าความยืดหยุ่น) ของแบบจำลอง บนพื้นฐานทฤษฎีอุปสงค์ทางตรงที่สมมติให้อุปสงค์การท่องเที่ยวขึ้นอยู่กับรายได้ที่มีศักยภาพของผู้บริโภค (income of potential consumers) ราคาของแหล่งท่องเที่ยว (prices at destination) และราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทน (price at substitute destination) (Song & Turner, 2006; Song, Witt, & Li, 2009; Song, Kim, & Yang, 2010; Untong et al., 2014) เนื่องจากนักท่องเที่ยวแต่ละประเทศต้นทาง (country of origin) มีความยืดหยุ่นของอุปสงค์แตกต่างกัน (Song, Witt, & Li, 2003; Song, Kim, & Yang, 2010; Untong et al., 2014) บทความนี้จึงพัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของประเทศอาเซียนรวม 9 ประเทศ ได้แก่ บรูไน กัมพูชา อินโดนีเซีย สปป. ลาว มาเลเซีย สหภาพเมียนมาร์ ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และเวียดนาม

การพัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาว

ตาม co-integration และ error correction mechanism แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวเป็นแบบจำลองที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่างอุปสงค์กับปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดอุปสงค์ ส่วนแบบจำลองในระยะสั้นแสดงความสัมพันธ์ระหว่างการเปลี่ยนแปลงของอุปสงค์กับการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดอุปสงค์ (Song, Witt, & Li, 2009) โดยค่าความยืดหยุ่นในระยะยาวของอุปสงค์การท่องเที่ยวมีความสำคัญต่อการวางแผน/นโยบายส่งเสริม/รักษาตลาดนักท่องเที่ยว (Untong, 2012a; Untong et al., 2014) ทั้งนี้การศึกษาในอดีต พบว่า นักท่องเที่ยวตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาในระยะยาวมากกว่าในระยะสั้น (Song, Witt, & Li, 2003, 2009; Untong et al., 2014) และการเปลี่ยนแปลงรายได้ของนักท่องเที่ยวจะมีผลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวมากกว่าในระยะสั้น (Syriopoulos, 1995) เนื่องจากความไม่สมบูรณ์ของข้อมูล (information asymmetry) และความไม่ยืดหยุ่น (inflexibility) ในการจัดสรรรายได้ของนักท่องเที่ยว ทำให้นักท่องเที่ยวต้องใช้ระยะเวลาหนึ่งในการปรับตัวเมื่อราคาหรือรายได้เปลี่ยนแปลง (Syriopoulos, 1995; Song, Witt, & Li, 2009; Untong et al., 2014) ดังนั้นการศึกษาที่ผ่านมาจึงให้ความสำคัญกับการประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาว (Song, Witt, & Li, 2009; Untong et al., 2014)

จากการทบทวนวรรณกรรมพบว่า จำนวนนักท่องเที่ยวเป็นตัวแปรที่นิยมใช้เป็นตัวแทน (proxy) อุปสงค์ของนักท่องเที่ยว หรือตัวแปรอิสระ (Crouch, 1994; Song & Li, 2008; Untong et al., 2014) ขณะที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ (gross domestic product: GDP) และผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติต่อหัว (GDP per capita) มักถูกใช้เป็นตัวแทนรายได้ของนักท่องเที่ยว (Song, Witt, & Li, 2003; Narayan, 2004; Song, Witt, & Li, 2009; Untong et al., 2014) บทความนี้ใช้ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติที่แท้จริง (GDP ณ ราคาคงที่) เป็นตัวแทนรายได้ของนักท่องเที่ยว เนื่องจากสามารถสะท้อนผลกระทบจากการขยายตัวทางเศรษฐกิจได้ดีกว่า GDP per capita ที่ประกอบด้วยผลของการขยายตัวทางเศรษฐกิจและประชากร สำหรับราคาการท่องเที่ยวไทยใช้ราคาเปรียบเทียบ (relative price) เป็นตัวแทนราคาดังกล่าว เนื่องจากเป็นราคาที่สะท้อนค่าครองชีพ (cost of living) ของนักท่องเที่ยวอาเซียนเมื่อเดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทย โดยมีสูตรคำนวณดังนี้

$$RPT_{i,t} = \frac{CPI_{T,t}}{CPI_{i,t} * ER_{i/T,t}} \quad (1)$$

โดยที่ $RPT_{i,t}$ คือ ราคาการท่องเที่ยวไทย (T) เทียบกับประเทศอาเซียนที่ i ในปีที่ t

$CPI_{T,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของไทย ณ ปีฐาน (ดูปีฐานในตารางที่ 3) ในปีที่ t

$CPI_{i,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศอาเซียนที่ i ณ ปีฐาน (ดูปีฐานในตารางที่ 3) ในปีที่ t

$ER_{i/T,t}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างประเทศอาเซียนที่ i กับประเทศไทยในปีที่ t

i คือ ประเทศอาเซียน 9 ประเทศ ประกอบด้วยบรูไน กัมพูชา อินโดนีเซีย สปป. ลาว มาเลเซีย สหภาพเมียนมาร์ ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และเวียดนาม

สำหรับราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งใช้ราคาเปรียบเทียบเป็นตัวแทนเช่นเดียวกัน โดยพิจารณาประเทศคู่แข่งจากส่วนแบ่งตลาดของนักท่องเที่ยวอาเซียนแต่ละประเทศ (ดูรายละเอียดของประเทศคู่แข่งในตารางที่ 3) สำหรับประเทศที่มีจำนวนคู่แข่งมากกว่า 1 ประเทศ ใช้ราคาเปรียบเทียบที่ถ่วงน้ำหนัก โดยมีสูตรคำนวณดังนี้

$$RPC_{i,t} = \sum_{C=1}^{N} W_{C,t} \frac{CPI_{C,t}}{CPI_{i,t} * ER_{i/C,t}} \quad (2)$$

โดยที่ $RPC_{i,t}$ คือ ราคาการท่องเที่ยวเฉลี่ยของประเทศคู่แข่งของไทย (C) เทียบกับประเทศอาเซียนที่ i ในปีที่ t

$CPI_{C,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศคู่แข่งของไทย ณ ปีฐาน (ดูปีฐานในตารางที่ 3) ในปีที่ t

$CPI_{i,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศอาเซียนที่ i ณ ปีฐาน (ดูปีฐานในตารางที่ 3) ในปีที่ t

$ER_{i/C,t}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างประเทศอาเซียนที่ i กับประเทศคู่แข่งของไทยที่ C ในปีที่ t

$W_{C,t}$ คือ ค่าถ่วงน้ำหนักของประเทศคู่แข่งของไทยที่ C ในปีที่ t

C คือ ประเทศคู่แข่งของไทยจำนวน N ประเทศ (ดูรายละเอียดในตารางที่ 3)

โดยทั่วไปนิยมใช้ส่วนแบ่งตลาดของจำนวนหรือรายรับจากนักท่องเที่ยวเป็นค่าถ่วงน้ำหนัก (Untong, 2012a) ด้วยข้อจำกัดของข้อมูลรายรับจากนักท่องเที่ยว บทความนี้ใช้ส่วนแบ่งตลาดของจำนวนนักท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งของไทยเป็นค่าถ่วงน้ำหนัก โดยมีสูตรคำนวณดังนี้

$$W_{C,t} = \frac{TA_{i,C,t}}{TA_{i,t}} \quad (3)$$

โดยที่ $TA_{i,C,t}$ คือ จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอาเซียนที่ i ที่เดินทางไปท่องเที่ยวประเทศ C ในปีที่ t

$TA_{i,t}$ คือ จำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอาเซียนที่ i ทั้งหมด ในปีที่ t

การศึกษาที่ผ่านมานิยมใช้ฟังก์ชันฟอร์ม (function form) แบบ log-linear เนื่องจากทราบค่าความยืดหยุ่นโดยตรงจากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง (Song, Witt, & Li, 2009, 2010; Untong et al., 2014) และการแปลงข้อมูลด้วย natural logarithm ยังเป็นการบรรเทาความไม่คงที่ของความแปรปรวนของข้อมูล (Untong, 2012a) ดังนั้นแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยของแต่ละประเทศอาเซียนมีลักษณะดังนี้

$$\ln NTA_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{Y,i} \ln Y_{i,t} + \beta_{RPT,i} \ln RPT_{i,t} + \beta_{RPC,i} \ln RPC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

โดยที่ $\ln NTA_{i,t}$ คือ natural logarithm ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศอาเซียนที่ i ที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยในปีที่ t

$\ln Y_{i,t}$ คือ natural logarithm ของผลิตภัณฑ์มวลประชาชาติที่แท้จริง (GDP ณ ราคาคงที่) ของประเทศอาเซียนที่ i ในปีที่ t

$\ln RPT_{i,t}$ คือ natural logarithm ของราคาการท่องเที่ยวไทยของประเทศอาเซียนที่ i ในปีที่ t

$\ln RPC_{i,t}$ คือ natural logarithm ของราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งของไทยของประเทศอาเซียนที่ i ในปีที่ t

β คือ ค่าสัมประสิทธิ์ (coefficient) หรือค่าความยืดหยุ่น (elasticity)

$\varepsilon_{i,t}$ คือ ค่าส่วนที่เหลือ (residual)

ข้อมูลที่ใช้วิเคราะห์เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายปีที่มีช่วงเวลาแตกต่างกันตามข้อจำกัดของข้อมูลที่มีการเผยแพร่ดังแสดงในตารางที่ 3 โดยประเทศบรูไน อินโดนีเซีย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ และสิงคโปร์มีข้อมูลตั้งแต่ปี พ.ศ. 2530-2556 รวม 27 ตัวอย่าง ส่วนประเทศเวียดนามและ สปป. ลาว มีข้อมูลตั้งแต่ปี พ.ศ. 2535-2556 และปี พ.ศ. 2536-2556 รวม 22 และ 21 ตัวอย่าง ตามลำดับ สำหรับประเทศกัมพูชาและสหภาพเมียนมาร์ มีข้อมูลตั้งแต่ปี พ.ศ. 2538-2556 รวม 19 ตัวอย่าง ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวของทั้ง 9 ประเทศ รวบรวมจากสถิติการท่องเที่ยวของประเทศไทยที่รายงานโดยการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย (ระหว่างปี พ.ศ. 2530-2550) และกรมการท่องเที่ยว (ระหว่างปี พ.ศ. 2551-2556) สำหรับข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติที่แท้จริง ดัชนีราคาผู้บริโภค และอัตราแลกเปลี่ยนของแต่ละประเทศ รวบรวมจากรายงาน international financial statistics ของ International Monetary Fund (IMF) ที่ให้บริการออนไลน์ทางอินเตอร์เน็ต

ตารางที่ 3 ช่วงของข้อมูล ปีฐาน และประเทศคู่แข่งของไทย

ประเทศต้นทาง	ช่วงปีที่ใช้วิเคราะห์	ปีฐาน	ประเทศคู่แข่งของไทย
บรูไน	พ.ศ. 2530-2556	พ.ศ. 2543	มาเลเซีย
กัมพูชา	พ.ศ. 2538-2556	พ.ศ. 2543	เวียดนาม
อินโดนีเซีย	พ.ศ. 2530-2556	พ.ศ. 2543	มาเลเซีย, สิงคโปร์
สปป. ลาว	พ.ศ. 2536-2556	พ.ศ. 2545	กัมพูชา
มาเลเซีย	พ.ศ. 2530-2556	พ.ศ. 2548	สิงคโปร์, อินโดนีเซีย
สหภาพเมียนมาร์	พ.ศ. 2538-2556	พ.ศ. 2553	มาเลเซีย, สิงคโปร์
ฟิลิปปินส์	พ.ศ. 2530-2556	พ.ศ. 2543	มาเลเซีย, สิงคโปร์
สิงคโปร์	พ.ศ. 2530-2556	พ.ศ. 2548	มาเลเซีย, อินโดนีเซีย
เวียดนาม	พ.ศ. 2535-2556	พ.ศ. 2553	สปป. ลาว, กัมพูชา

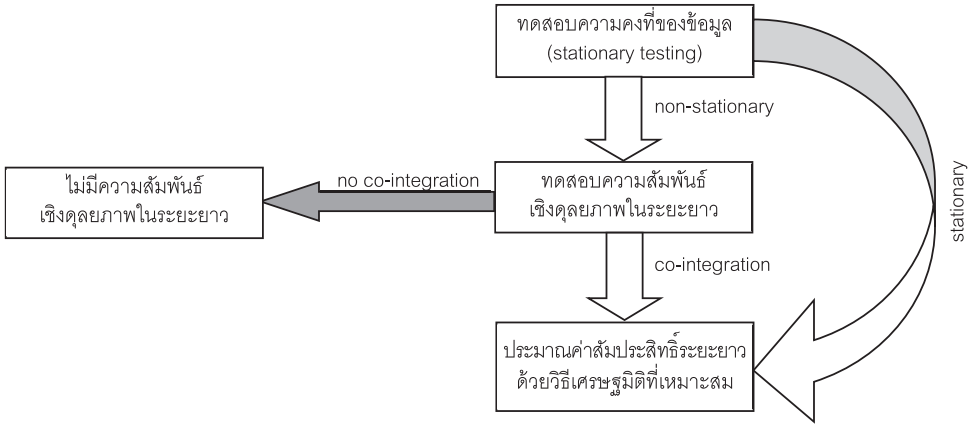
หมายเหตุ: ประเทศคู่แข่งของไทยพิจารณาตามส่วนแบ่งตลาด

สมการที่ (4) เป็นแบบจำลองสถิต (static) ที่แสดงว่า อุปสงค์การท่องเที่ยวในปัจจุบันอธิบายด้วยปัจจัยที่เป็นตัวกำหนดอุปสงค์ในช่วงเวลาเดียวกัน ตัวแปรในแบบจำลองต้องมีคุณสมบัติคงที่ (stationary) ทุกตัวแปร จึงทำให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (ordinary least squares: OLS) มีประสิทธิภาพและน่าเชื่อถือ หากตัวแปรในแบบจำลองบางตัวมีคุณสมบัติไม่คงที่ (non-stationary) ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากวิธี OLS อาจขาดความน่าเชื่อถือ และแบบจำลองดังกล่าวอาจเผชิญกับ spurious regression (Granger & Newbold, 1974) ดังนั้น Banerjee et al. (1986) จึงเสนอว่า กรณีที่มีจำนวนตัวอย่างน้อยและตัวแปรในแบบจำลองมีคุณสมบัติไม่คงที่ควรประยุกต์ใช้แบบจำลองพลวัต (dynamic modelling) แทนแบบจำลองสถิตในการพัฒนาแบบจำลองระยะยาว แบบจำลองดังกล่าวจะให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่น่าเชื่อถือ (reliable) มากกว่าการวิเคราะห์ co-integration เมื่อประยุกต์ใช้วิธี OLS ประมาณค่าสัมประสิทธิ์

อย่างไรก็ตาม Engle & Granger (1987) เสนอว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่คงที่อาจมีความสัมพันธ์ในระยะยาว (long run relationships) หากพบว่า ค่าเบี่ยงเบน (deviation) ที่ได้จากความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวมีคุณสมบัติคงที่ (stationary) ความสัมพันธ์ในลักษณะดังกล่าวเรียกว่า co-integration ต่อมามีการนำเสนอวิธีทดสอบ co-integration หลายวิธี โดยวิธีที่นิยม ได้แก่ วิธี two-step residual-based (Engle & Granger, 1987) วิธี system-based reduced rank regression (Johansen, 1988, 1995; Johansen & Juselius, 1990) วิธี ARDL bounds test (Pesaran, Shin, & Smith, 2001) ทั้งนี้วิธี ARDL bounds test เป็นวิธีที่พัฒนาบนพื้นฐานของแบบจำลองพลวัตที่เรียกว่า แบบจำลอง autoregressive distributed lag (ARDL) จึงมีความได้เปรียบกว่าสองวิธีแรก (Untong, 2012a) และค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากวิธี OLS ของแบบจำลอง ARDL มีความน่าเชื่อถือมากกว่าสองวิธีแรก (Maddala, 2001) อย่างไรก็ตาม ที่ผ่านมายังคงมีการประยุกต์ใช้วิธีทั้งสามทดสอบ co-integration บนเงื่อนไขและข้อจำกัดของข้อมูลที่แตกต่างกัน

นอกจากนี้ ที่ผ่านมามีการพัฒนาเทคนิคการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองในระยะยาวที่มี co-integration หรือแบบจำลองความสัมพันธ์ในระยะยาวที่เป็นสมการเดี่ยวหลายวิธี เช่น fully modified ordinary least squares (FMOLS) (Phillips & Hansen, 1990) canonical cointegration regression (CCR) (Park, 1992) dynamic ordinary least squares (DOLS) (Stock & Watson, 1993) autoregressive distributed lag (ARDL) (Pesaran & Shin, 1995) เป็นต้น อย่างไรก็ตาม วิธี DOLS และ ARDL เป็นสองวิธีที่นิยมใช้ เนื่องจากเป็นวิธี parametric ที่ให้ผลลัพธ์ที่เที่ยงตรงและน่าเชื่อถือ ซึ่ง Panopoulou & Pittis (2004) พิสูจน์ให้เห็นเชิงประจักษ์แล้วว่า ภายใต้เงื่อนไขในอุดมคติทางสถิติ วิธี ARDL มีความเที่ยงตรงและน่าเชื่อถือในการอนุมานทางสถิติมากกว่าวิธี DOLS ดังนั้นการศึกษาที่ผ่านมาจึงนิยมใช้วิธี ARDL ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองในระยะยาวที่มี co-integration และใช้วิธี DOLS ตรวจสอบความเข้มแข็ง (robustness) ของค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากวิธี ARDL (Untong, 2012a)

จากข้างต้นสรุปได้ว่า ขั้นตอนการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวประกอบด้วย การทดสอบความคงที่ของข้อมูล (stationary testing) การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (หรือการทดสอบ co-integration) และการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองด้วยวิธีเศรษฐมิติที่เหมาะสม (ภาพที่ 1)



ภาพที่ 1 ขั้นตอนการประมาณค่าความยืดหยุ่นของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาว

จากขั้นตอนดังกล่าวจะเห็นได้ว่า การทดสอบความคงที่ของข้อมูลเป็นเงื่อนไขสำคัญของการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาว เนื่องจากข้อมูลที่ใช้พัฒนาแบบจำลองเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (timer series data) ความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นข้อสมมติเบื้องต้นหรือเงื่อนไขสำคัญเมื่อต้องใช้วิธีเศรษฐมิติวิเคราะห์ข้อมูล (Engel & Granger, 1987;

Banerjee et al., 1993; Enders, 2004) และการตรวจสอบคุณสมบัติคงที่ (stationary) ของข้อมูลยังเป็นเงื่อนไขสำคัญเมื่อต้องทดสอบ co-integration จากการทบทวนวรรณกรรมที่ผ่านมา พบว่าวิธีทดสอบความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาแบบรายปีที่นิยมใช้ คือ การทดสอบ unit root เช่น ADF-test (Said & Dickey, 1984) PP-test (Phillips & Perrson, 1988) KPSS-test (Kwiatkowski et al., 1992) เป็นต้น

การประมาณค่าความยืดหยุ่นกรณีที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง

เนื่องจากการท่องเที่ยวมักอ่อนไหวต่อเหตุการณ์วิกฤตและความไม่แน่นอน (crisis and uncertainty) รวมทั้งความวุ่นวายทางการเมือง สงคราม และโรคระบาด (Faulkner, 2001; Ritchie, 2004; Araña & León, 2008; Untong et al., 2011) ดังนั้นค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวอาจมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา สถานการณ์ และนโยบาย หรืออาจมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในแบบจำลองอุปสงค์ตามสถานการณ์วิกฤตและความไม่แน่นอนต่างๆ (Untong, 2012b; Untong et al., 2014) ทำให้วิธีทดสอบ unit root, co-integration และการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ระยะยาวที่เสนอข้างต้นอาจไม่เหมาะสมสำหรับแบบจำลองอุปสงค์ที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ซึ่ง Song, Witt, & Li (2009) และ Untong et al. (2014) เสนอให้มีการทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวด้วยวิธี Chow-test หรือ recursive OLS และหากพบว่าแบบจำลองมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ควรประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองด้วย long-run static model of time varying parameter (TVP-LRM)

สำหรับวิธีทดสอบ unit root ที่นิยมใช้กรณีที่ข้อมูลมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (structural break) ได้แก่ วิธีของ Zivot-Andrews (1992) ซึ่งเหมาะสำหรับกรณีที่ไม่ทราบช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง และวิธีของ Perron (1997) ที่เป็นการทดสอบ unit root กับการเปลี่ยนแปลง (break) ฟังก์ชันแนวโน้มที่ไม่ทราบเวลาที่ปรับปรุงเพิ่มเติมจากวิธีของ Zivot-Andrews (1992) วิธีทั้งสองไม่มีการกำหนดช่วงหรือจุดที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (break point) แต่กำหนดให้การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างเป็นตัวแปรหนึ่งภายในแบบจำลองเช่นเดียวกับค่าคงที่ (intercept) และแนวโน้ม (trend)

ส่วนวิธีทดสอบ co-integration ในกรณีที่แบบจำลองอุปสงค์มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ได้แก่ วิธีของ Gregory & Hansen (1996) ที่พัฒนาแบบจำลองสำหรับทดสอบ co-integration ภายใต้ความสัมพันธ์ของชุดข้อมูลอนุกรมเวลาที่สามารถเปลี่ยนแปลงความสัมพันธ์ได้ โดยเพิ่มตัวแปรหุ่น (dummy variable) ในสมการทดสอบ 4 รูปแบบ คือ 1) level shift (C) สำหรับทดสอบการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่ (intercept) 2) level shift with trend (C/T) สำหรับทดสอบการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่และ

แนวโน้ม (intercept and time trend) 3) regime shift (C/S) สำหรับทดสอบการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ (intercept and slope) และ 4) regime shift with trend (C/S/T) สำหรับทดสอบการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่ ค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ และแนวโน้ม (intercept, slope and time trend) สมการทดสอบทั้ง 4 รูปแบบ มีสมมติฐานหลักว่า ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (H_0: no co-integration) ดังนั้นหากค่าสถิติที่คำนวณได้จากการทดสอบ unit root ของส่วนที่เหลือจากสมการความสัมพันธ์ในระยะยาวมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติที่เสนอโดย Gregory & Hansen (1996) แสดงว่า สมการดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวภายใต้การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในรูปแบบต่างๆ ตามที่ได้กล่าวมาแล้วข้างต้น

สำหรับในกรณีที่ผลการทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยาวที่ทดสอบด้วย Chow test แสดงให้เห็นว่า เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของอุปสงค์ในระยะยาว ดังนั้นมีความเป็นไปได้ว่า ค่าความยืดหยุ่นก่อนและหลังการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอาจมีความแตกต่างกัน การศึกษาที่ผ่านมา เช่น Li, Song and Witt (2006a) Li, Wong, Song, & Witt, (2006b) เป็นต้น ใช้แบบจำลอง time varying parameter เชิงสถิตในระยะยาว (TVP-LRM) ที่แสดงอยู่ในรูปแบบ state space (SS) และใช้ Kalman filter algorithm ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ (Song, Witt and Li, 2009) จากสมการที่ (4) สามารถเขียนใหม่ให้อยู่ในรูปแบบ state space ได้ดังนี้

$$\ln NTA_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{Y,i} \ln Y_{i,t} + \beta_{RPT,i} \ln RPT_{i,t} + \beta_{RPC,i} \ln RPC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5ก)$$

$$\beta_{ji,t} = \beta_{ji,t-1} + \eta_{j,t} \; ; j = \beta_Y, \beta_{RPT}, \beta_{RPC}; = 1, 2,\ldots, 9 \text{ และ } t = \text{ช่วงปีที่ศึกษา} \quad (5ข)$$

จากสมการข้างต้น $\beta_{ji,t}$ คือ เวกเตอร์ที่ไม่สามารถสังเกตได้ (unobserved vector) เรียกว่า state vector ส่วน $\varepsilon_{i,t}$ และ $\eta_{j,t}$ คือ ตัวรบกวนแบบ Gaussian (Gaussian disturbances) ที่เป็นอิสระต่อกันและเป็นอิสระต่อกันในทุกช่วงเวลา ตัวรบกวนทั้งสองมีลักษณะการแจกแจงแบบ $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, H_{i,t})$ และ $\eta_{i,t} \sim N(0, Q_{i,t})$ ตามลำดับ โดยเมตริกซ์ $H_{i,t}$ และ $Q_{i,t}$ คือ ค่าความแปรปรวนที่เป็นค่าตั้งต้นซึ่งสมมติให้ทราบค่า สำหรับสมการที่ (5ก) คือ observation equation ส่วนสมการที่ (5ข) คือ state equation ที่สมมติให้ $\beta_{ji,t}$ มีลักษณะ multivariate random walk และมีลักษณะการแจกแจงแบบ $\beta_{ji,t} \sim N(\tau_{ji}, P_{ji})$ โดย $\beta_{ji,t}$ และ τ_{ji} สามารถประมาณค่าได้จากวิธี MLE และ P_{ji} คือ ค่าแปรปรวนของ $\beta_{ji,t}$

การศึกษาที่ผ่านมาโดยส่วนใหญ่มักนำเสนอค่าความยืดหยุ่นแบบจุด (เรียกว่า point estimates) ที่ขาดการนำเสนอข้อมูลเกี่ยวกับความแปรปรวนของค่าความยืดหยุ่นที่ประมาณได้ และบางครั้งค่าความยืดหยุ่นที่ประมาณได้อาจมีความอคติ (biased) หากแบบจำลองมีลักษณะความสัมพันธ์ที่ไม่ใช่เส้นตรง (non-linear function) นอกจากนี้ ภายใต้ข้อมูลจำนวนน้อยทำให้ค่าความยืดหยุ่นที่ประมาณได้มักละเมิดข้อสมมติในเรื่องของการแจกแจงแบบปกติ (normal distribution) และ

ขาดความน่าเชื่อถือ (reliable) (Song, Kim, & Yang, 2010)

ภายใต้สภาพปัญหาดังกล่าว Song, Kim, & Yang (2010) เสนอให้ประมาณค่าความยืดหยุ่นแบบช่วง (interval estimates) โดยประยุกต์ใช้ bias-corrected bootstrap ภายใต้ bootstrapping approach ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ (หรือ ค่าความยืดหยุ่น) เนื่องจากเป็นวิธีที่เหมาะสมกับกรณีที่มีชุดตัวอย่างจำนวนน้อย ซึ่งไม่เพียงพอที่จะทำให้ตัวประมาณค่าที่ได้จากวิธี OLS มีคุณสมบัติสมมาตร (asymptotic properties) และค่าส่วนที่เหลือ (residue) จากสมการความสัมพันธ์ในระยะยาวมีลักษณะการแจกแจงแบบปกติ ทั้งนี้ช่วงความเชื่อมั่น (confidence interval) ของค่าความยืดหยุ่นที่ได้จากการประมาณค่าแบบช่วง ยังทำให้ค่าความยืดหยุ่นที่ได้มีความเข้มแข็ง (robust) ต่อความอคติที่เกิดจากการมีชุดตัวอย่างจำนวนน้อยและค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไม่ปกติ และให้ช่วงความเชื่อมั่นของค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ที่ถูกต้อง (accurate) และน่าเชื่อถือ (reliable) ซึ่งมีส่วนช่วยในการกำหนดระดับของความเชื่อมั่นของค่าความยืดหยุ่นที่เป็นประโยชน์ต่อการตัดสินใจเชิงนโยบายของผู้กำหนดนโยบาย โดยเฉพาะนโยบายที่เกี่ยวข้องกับราคา (Song, Kim, & Yang, 2010)

ขั้นตอนการประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของนักท่องเที่ยวอาเซียน

จากภาพที่ 1 นำมาประยุกต์ใช้ประมาณค่าความยืดหยุ่นของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของแต่ละประเทศในอาเซียนได้ดั้งนี้

ขั้นตอนที่ 1: ทดสอบความคงที่ของข้อมูล

ขั้นตอนนี้เป็นการทดสอบคุณสมบัติความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ศึกษา (แปลงตัวแปรทั้งหมดให้อยู่รูป natural logarithm เพื่อลดความแปรปรวน และง่ายต่อการอธิบายผลลัพธ์ที่ได้จากการประมาณค่า) ประยุกต์ใช้วิธีทดสอบ unit root ที่สำคัญ 2 วิธี ภายใต้ลักษณะข้อมูลที่แตกต่างกัน คือ 1) กรณีที่ข้อมูลมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประยุกต์ใช้วิธีของ Perron (1997) ทดสอบความคงที่ของข้อมูล และ 2) กรณีที่ข้อมูลมีจำนวนน้อยไม่เพียงพอที่จะทดสอบด้วยวิธี Perron (1997) ประยุกต์ใช้วิธี KPSS-test แทน เนื่องจากเป็นวิธีที่ให้ผลการทดสอบที่เที่ยงตรงมากกว่าวิธีอื่นๆ (Lütkepohl & Krätzing, 2004)

ขั้นตอนที่ 2: ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ขั้นตอนนี้เป็นการตรวจสอบความสัมพันธ์ระหว่างชุดตัวแปรในแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวหรือไม่ ประยุกต์ใช้วิธีทดสอบ co-integration ที่สำคัญ 2 วิธี ภายใต้ลักษณะความสัมพันธ์ที่แตกต่างกันของตัวแปรในแบบจำลอง คือ 1) หากความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ประยุกต์ใช้วิธีของ Gregory & Hansen (1996) ทดสอบ co-integration และ 2) หากความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองไม่มีการเปลี่ยนแปลง

โครงสร้าง ประยุกต์ใช้วิธี bounds-test ทดสอบ co-integration ทั้งนี้ หากพบว่า ตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวและมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ต่อมาจะใช้วิธี Chow-test ทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของแบบจำลอง เพื่อให้มั่นใจว่ามีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ณ จุด breakpoint (ปีที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง) ที่ได้จากการทดสอบ co-integration ด้วยวิธีของ Gregory & Hansen (1996) จริง

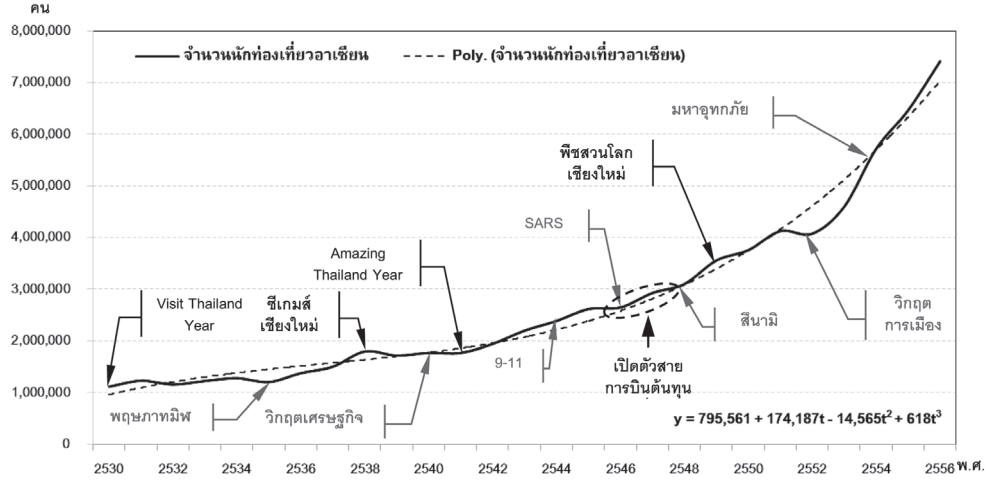
ขั้นตอนที่ 3: ประมาณค่าสัมประสิทธิ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

หลังจากทดสอบ co-integration แล้วพบว่า ชุดตัวแปรที่ใช้ศึกษามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ต่อมานำชุดตัวแปรดังกล่าวมาพัฒนาเป็นแบบจำลองอุปสงค์ตามที่แสดงในสมการที่ (4) ก่อนประมาณค่าความยืดหยุ่นด้วยวิธี long-run static model of time varying parameter (TVP-LRM) จากข้อจำกัดของข้อมูลที่มีจำนวนน้อยทำให้มีจำนวนตัวอย่างไม่เพียงพอที่ทำให้การใช้แบบจำลองพลวัต หรือ ARDL มีประสิทธิภาพ (efficient) น่าเชื่อถือ และเที่ยงตรง เนื่องจากการใช้วิธีถดถอย (regression) จะต้องมีขนาดจำนวนตัวอย่างอย่างน้อย 10 ตัวอย่างต่อค่าสัมประสิทธิ์ที่ต้องประมาณค่า 1 ตัว (Hair et al., 1998; VanVoorhis & Morgan, 2007) นอกจากนี้ ตามที่ได้เสนอไว้แล้วว่า หนึ่งในลักษณะพิเศษของสินค้าท่องเที่ยว คือ อ่อนไหวต่อเหตุการณ์วิกฤตและความไม่แน่นอน ซึ่งทำให้ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวอาจมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา สถานการณ์ และนโยบาย ดังนั้นแบบจำลอง TVP-LRM จึงเป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดสำหรับประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาว อย่างไรก็ตาม เพื่อให้ค่าความยืดหยุ่นที่ได้มีความเข้มแข็ง (robust) ต่อความอคติที่เกิดจากการมีชุดตัวอย่างขนาดเล็กและค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไม่ปกติ รวมทั้งเพื่อเป็นประโยชน์ต่อการตัดสินใจเชิงนโยบาย บทความนี้ประยุกต์ใช้ bootstrapping approach และประมาณค่าความยืดหยุ่นแบบช่วง (interval estimates) ณ ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ร้อยละ 95

ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียน

ตลอด 27 ปีที่ผ่านมา (พ.ศ. 2530-2556) นักท่องเที่ยวอาเซียนเดินทางมาท่องเที่ยวไทยเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง โดยเพิ่มขึ้นจาก 1.1 ล้านคน ในปี พ.ศ. 2530 เป็น 7.4 ล้านคน ในปี พ.ศ. 2556 หรือเพิ่มขึ้นในอัตราเฉลี่ยร้อยละ 7.6 ต่อปี ในลักษณะแนวโน้มแบบโพลิโนเมียล (polynomials) กำลังสาม ทั้งนี้หากพิจารณาแนวโน้มการขยายตัวและเหตุการณ์สำคัญที่แสดงในภาพที่ 2 พบว่า ก่อนปี พ.ศ. 2541 ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนเติบโตเพียงร้อยละ 4.3 ต่อปี โดยการจัดกีฬาซีเกมส์ที่เชียงใหม่เป็นหนึ่งใน เทศกาล ที่ช่วยกระตุ้นให้ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนขยายตัวสูงถึงร้อยละ 19.6 ในปี พ.ศ. 2538 ก่อนปรับตัวลดลงในช่วงต่อมาด้วยปัญหาวิกฤตเศรษฐกิจในเอเชีย สำหรับในช่วง 10 ปีต่อมา (ระหว่าง

ปี พ.ศ. 2542-2552) ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนขยายตัวเพิ่มขึ้นในอัตราที่สูงกว่าช่วงที่ผ่านมา โดยขยายตัวเฉลี่ยร้อยละ 7.7 ต่อปี การจัดพืชสวนโลกที่เชียงใหม่ในปี พ.ศ. 2549 เป็นอีกหนึ่งของการจัดเทศกาลที่ช่วยกระตุ้นให้นักท่องเที่ยวอาเซียนขยายตัวสูงถึงร้อยละ 14.7 ในปีดังกล่าว ขณะที่เหตุการณ์วิกฤตการเมืองภายในประเทศในปี พ.ศ. 2552 ทำให้ตลาดอาเซียนหดตัวเล็กน้อยประมาณร้อยละ -1.2 ในปี พ.ศ. 2552 ก่อนที่จะกลับมาขยายตัวแบบก้าวกระโดดในอัตราเฉลี่ยร้อยละ 17.3 ต่อปี ในช่วง 4 ปีต่อมา (พ.ศ. 2553-2556) ทั้งนี้เป็นที่น่าสังเกตว่า ในปี พ.ศ. 2554 ซึ่งประเทศไทยประสบกับอุทกภัยครั้งใหญ่ในช่วงปลายปี แต่จำนวนนักท่องเที่ยวอาเซียนยังคงมีการขยายตัวสูงถึงร้อยละ 24.4 ในปีดังกล่าว



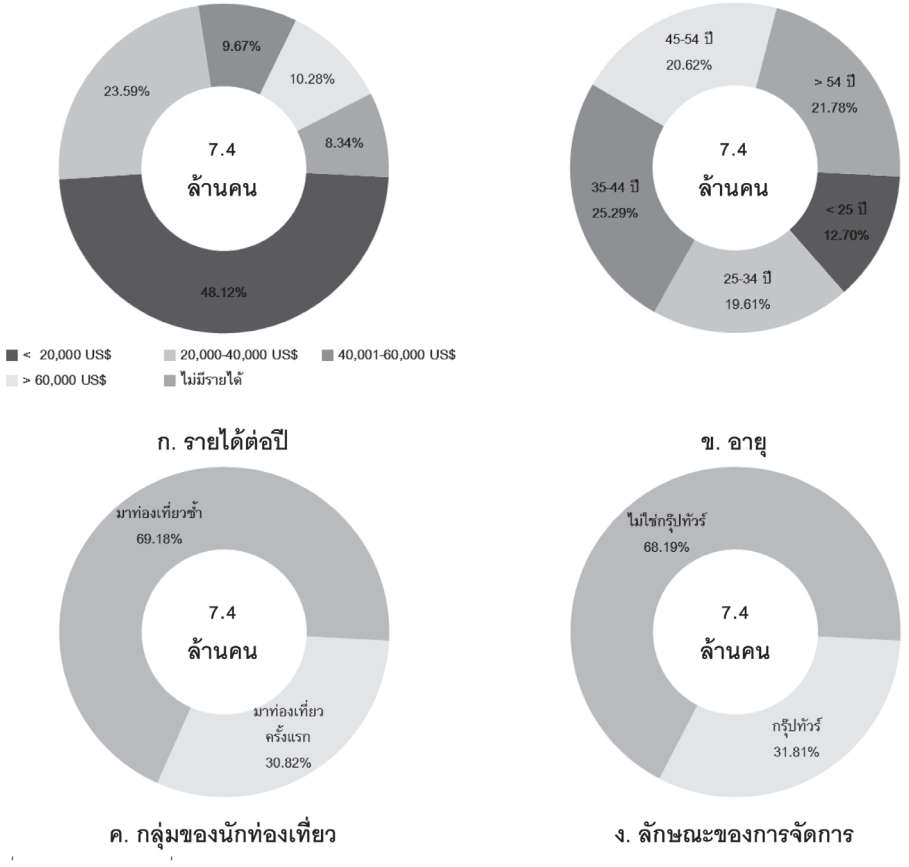
ภาพที่ 2 จำนวนนักท่องเที่ยวอาเซียนที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยปี พ.ศ. 2530-2556
ที่มา: การท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย และกรมการท่องเที่ยว

จากข้อมูลในภาพที่ 2 จะเห็นได้ว่า เหตุการณ์วิกฤตภายในประเทศไทยเป็นตัวแปรสำคัญที่มีผลกระทบต่อจำนวนนักท่องเที่ยวอาเซียน และมีผลกระทบมากกว่าเหตุการณ์วิกฤตในระดับโลก โดยเฉพาะเหตุการณ์ความวุ่นวายภายในประเทศ ขณะที่การจัดเทศกาล (event) ที่สำคัญอย่างเช่น กีฬาซีเกมส์ พืชสวนโลก เป็นต้น มีส่วนช่วยกระตุ้นและดึงดูดนักท่องเที่ยวอาเซียนมากกว่าการใช้แคมเปญการส่งเสริมการท่องเที่ยวไทย

ภาพที่ 3 แสดงข้อมูลโครงสร้างตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยในปี พ.ศ. 2556 ที่รายงานโดยการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย (ททท.) พบว่า ในปี พ.ศ. 2556 นักท่องเที่ยวอาเซียนที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยมากกว่าร้อยละ 70 มีรายได้น้อยกว่า 40,000 ดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อปี โดยมีช่วงอายุที่หลากหลายในสัดส่วนที่ไม่แตกต่างกัน อย่างไรก็ตาม นักท่องเที่ยวอาเซียนเกือบ

ร้อยละ 70 เป็นกลุ่มที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยซ้ำ โดยมีรูปแบบของการเดินทางมาเพื่อซื้อสินค้าหรือช้อปปิ้ง (shopping) พักผ่อน ท่องเที่ยวในช่วงวันหยุดสุดสัปดาห์ โดยเฉพาะนักท่องเที่ยวจากประเทศที่มีพรมแดนติดกับประเทศไทยอย่างมาเลเซียที่นิยมเดินทางมาท่องเที่ยวบันเทิงราตรีบริเวณพรมแดนด่านสะเดาของจังหวัดสงขลา นักท่องเที่ยวจาก สปป. ลาว ที่นิยมเดินทางมาจับจ่ายใช้สอยและท่องเที่ยวในจังหวัดอุดรธานีช่วงวันหยุดสุดสัปดาห์ นักท่องเที่ยวจากกัมพูชาและสหภาพเมียนมาร์ที่นิยมเดินทางข้ามพรมแดนมาซื้อสินค้าและท่องเที่ยวจังหวัดชายแดนของประเทศไทย ทั้งนี้นักท่องเที่ยวจากอาเซียนจะเดินทางมาท่องเที่ยวไทยด้วยตนเองร้อยละ 68

จากข้อมูลข้างต้นจะเห็นได้ว่า ในปี พ.ศ. 2556 นักท่องเที่ยวอาเซียนที่เดินมาท่องเที่ยวไทยเป็นกลุ่มที่มีรายได้ไม่เกินปีละ 40,000 ดอลลาร์สหรัฐฯ และเดินทางมาท่องเที่ยวไทยซ้ำด้วยตนเองเพื่อมาช้อปปิ้งหรือพักผ่อนหย่อนใจในประเทศไทยมากกว่าที่จะมาท่องเที่ยวทางวัฒนธรรมในประเทศไทย



ภาพที่ 3 โครงตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2556
ที่มา: Tourism Authority of Thailand (2014a)

ผลการศึกษา

ผลการตรวจสอบความคงที่ของข้อมูลที่แสดงในตารางที่ 4 พบว่า ตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลองมีอันดับความคงที่แตกต่างกัน และมีตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ตัวแปร ที่ไม่คงที่ที่ I(0) ดังนั้นการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยวิธี OLS อาจเผชิญกับ spurious regression (Granger & Newbold, 1974) อย่างไรก็ตาม ผลการทดสอบ co-integration พบว่า แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยของแต่ละประเทศอาเซียนมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 โดยตลาดกัมพูชาและสิงคโปร์เป็นสองตลาดที่ไม่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างความสัมพันธ์ในระยะยาว

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบ unit root และ co-integration

ประเทศ	วิธีทดสอบ	ข้อมูลคงที่ที่ระดับ				co-integration test		Chow-test
	unit root	lnNTA	lnY	lnRPT	lnRPC	Gregory-Hansen	Bounds-test	(ปี พ.ศ.)
บรูไน	Perror-test	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-5.54**	-	7.89***(2541)
กัมพูชา	KPSS-test	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	-4.30	3.68**	-
อินโดนีเซีย	Perror-test	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	-5.59**	-	6.85*** (2541)
สปป. ลาว	KPSS-test	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	-5.61**	-	8.35*** (2548)
มาเลเซีย	Perror-test	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	-5.76**	-	25.75*** (2541)
สหภาพเมียนมาร์	KPSS-test	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	-5.64**	-	22.95***(2546)
ฟิลิปปินส์	Perror-test	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-6.38**	-	12.54***(2542)
สิงคโปร์	Perror-test	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-4.18	3.98**	-
เวียดนาม	KPSS-test	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	-7.42***	-	10.79*** (2541)

หมายเหตุ : *** และ ** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 และ 0.05 ตามลำดับ

: ตัวเลขในวงเล็บของ Chow-test คือ ปีที่เป็นจุด breakpoint ที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 5 เป็นผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้ (ε_Y) ต่อราคาการท่องเที่ยวไทย (ε_{RPT}) และต่อราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งหรือความยืดหยุ่นไขว้ (ε_{RPC}) ที่ได้จากแบบจำลอง TVP-LRM with bias-corrected bootstrap โดยในตารางจะนำเสนอผลการทดสอบสมมติฐานว่าค่าความยืดหยุ่นแต่ละประเภทมีค่ามาก ($\varepsilon > 1$) หรือ น้อย ($\varepsilon < 1$) และนำเสนอเฉพาะค่าความยืดหยุ่นที่มีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ส่วนตัวเลขในวงเล็บ คือ ช่วงของค่าความยืดหยุ่น ณ ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ร้อยละ 95

ตารางที่ 5 ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของนักท่องเที่ยวอาเซียน

ประเทศ	ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวต่อ		
	รายได้	ราคาการท่องเที่ยวไทย	ราคาการท่องเที่ยวของคู่แข่ง
	(H_0: $\varepsilon_Y = 1$)	(H_0: $\varepsilon_{RPT} = -1$)	(H_0: $\varepsilon_{RPC} = 1$)
บรูไน	2.698*** (L=2.067, U=3.330)	-1.993*** (L=-2.485, U=-1.500)	1.289 (L=0.505, U=2.073)
กัมพูชา	2.174*** (L=1.931, U=2.417)	-	-
อินโดนีเซีย	2.118*** (L=1.919, U=2.316)	-1,382*** (L=-2.502, U=-0.265)	1.090 (L=0.191, U=1.991)
สปป. ลาว	1.195*** (L=1.167, U=1.222)	-3.955*** (L=-5.594, U=-2.315)	3.803*** (L=1.988, U=5.618)
มาเลเซีย	0.875 (L=0.653, U=1.098)	-3.802*** (L=-4.144, U=-3.189)	1.315 (L=0.608, U=2.022)
สหภาพเมียนมาร์	1.070*** (L=1.061, U=1.080)	-3.844*** (L=-5.909, U=-1.779)	3.932** (L=1.967, U=5.897)
ฟิลิปปินส์	2.099*** (L=2.002, U=2.197)	-0.566*** (L=-1.070, U=-0.063)	1.580*** (L=1.289, U=1.870)
สิงคโปร์	0.643*** (L=0.531, U=0.755)	-1.232*** (L=-1.380, U=-1.083)	-
เวียดนาม	0.889*** (L=0.877, U=0.900)	-2.643*** (L=-3.048, U=-2.239)	1.112 (L=0.753, U=1.471)

หมายเหตุ : *** และ ** แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01และ0.05 ตามลำดับ

: ช่องที่ highlight หมายถึง ปฏิเสธสมมติฐานหลัก

: L คือ lower bound และ U คือ upper bound

ที่มา: จากการคำนวณ

คอลัมน์แรกของตารางที่ 5 แสดงให้เห็นว่า ประเทศอาเซียนกว่า 6 ใน 9 ประเทศ มีความยืดหยุ่นต่อรายได้มาก ($\varepsilon_Y > 1$) และมีเพียงสิงคโปร์และเวียดนามเท่านั้นที่มีความยืดหยุ่นต่อรายได้น้อย ($\varepsilon_Y < 1$) ส่วนมาเลเซียมีค่าความยืดหยุ่นเท่ากับ 1 ($\varepsilon_Y = 1$) สำหรับข้อมูลในสองคอลัมน์สุดท้ายแสดงให้เห็นว่า ประเทศในอาเซียนเกือบทุกประเทศมีความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยและคู่แข่งมาก ($|\varepsilon_{RPT}| > 1$และ $\varepsilon_{RPC} > 1$) โดยมีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยมากกว่าค่าความยืดหยุ่นไขว้ ($|\varepsilon_{RPT}| > |\varepsilon_{RPC}|$) ยกเว้น สหภาพเมียนมาร์ ขณะที่กัมพูชาเป็นตลาดนักท่องเที่ยวที่ราคาการท่องเที่ยวไทยและคู่แข่งไม่มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ส่วนตลาดนักท่องเที่ยวสิงคโปร์เป็นตลาดที่ราคาการท่องเที่ยวของคู่แข่งไม่มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05

จากตารางที่ 5 สามารถอภิปรายผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนได้พอสังเขปดังนี้

1. ค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้ (ε_Y) แสดงให้เห็นว่า การขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศอาเซียนในช่วง 2-3 ทศวรรษที่ผ่านมา มีส่วนช่วยกระตุ้นให้เกิดการขยายตัวของตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนในประเทศไทย ส่วนใหญ่จำนวนนักท่องเที่ยวจะขยายตัวเร็วกว่าการขยายตัวของเศรษฐกิจ (ยกเว้น มาเลเซีย สิงคโปร์ และเวียดนาม) ดังนั้นจากการประมาณการของ IMF (2014) ที่ว่า ประเทศในอาเซียนจะมีการขยายตัวทางเศรษฐกิจในอัตราประมาณร้อยละ 3.7-7.7 ต่อปี ในช่วงปี พ.ศ. 2558-

2563 (ค.ศ. 2015-2020) จะทำให้ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องอีกในช่วง 5 ปีข้างหน้า โดยคาดว่าจะมีนักท่องเที่ยวอาเซียนเดินทางมาท่องเที่ยวไทยเพิ่มขึ้นจาก 7.4 ล้านคน ในปี พ.ศ. 2556 เป็น 11.2 ล้านคน ในปี พ.ศ. 2560 หรือเพิ่มขึ้นเฉลี่ยร้อยละ 6.1 ต่อปี โดยมีสมมติฐานว่า ไม่มีการส่งเสริมตลาดอาเซียน หรือวิกฤต (ดูรายละเอียดผลการพยากรณ์ในตารางที่ 6)

ตารางที่ 6 ผลการพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวอาเซียนในปี พ.ศ. 2663

ประเทศ	อัตราการขยายตัวทางเศรษฐกิจเฉลี่ยต่อปี (ร้อยละ)[1]	จำนวนนักท่องเที่ยว (ล้านคน)		อัตราการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวเฉลี่ยต่อปี (ร้อยละ)[3]
		ปี พ.ศ. 2556[2]	ปี พ.ศ. 2563[3]	
บรูไน	4.32	0.016	0.026 (0.022-0.031)	7.22 (4.95-9.55)
กัมพูชา	7.40	0.487	0.933 (0.731-1.191)	9.74 (5.98-13.63)
อินโดนีเซีย	5.88	0.595	1.105 (0.967-1.264)	9.25 (7.18-11.36)
สปป. ลาว	7.64	0.985	1.837 (1.339-2.518)	9.31 (4.49-14.35)
มาเลเซีย	5.03	3.031	4.094 (3.578-4.685)	4.39 (2.40-6.42)
สหภาพเมียนมาร์	7.77	0.173	0.293 (0.228-0.376)	7.79 (4.02-11.70)
ฟิลิปปินส์	6.18	0.315	0.606 (0.568-0.647)	9.80 (8.78-10.83)
สิงคโปร์	3.68	1.067	1.237 (1.159-1.322)	2.14 (1.18-3.11)
เวียดนาม	5.86	0.741	1.067 (0.927-1.227)	5.35 (3.27-7.47)
อาเซียน	3.68-7.67	7.410	11.198	6.08

หมายเหตุ: ตัวเลขในวงเล็บเป็นผลการพยากรณ์แบบช่วง ณ ระดับความเชื่อมั่นของค่าคลาดเคลื่อนที่ร้อยละ 95

ที่มา: [1] คำนวณจากข้อมูล World Economic Outlook April 2014, International Monetary Fund (IMF) (2014)

[2] Tourism Authority of Thailand (2014a)

[3] คำนวณด้วยแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว

2. ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนส่วนใหญ่ตอบสนองต่อราคาการท่องเที่ยวไทยมาก ($|\varepsilon_{RPT}| > 1$) ยกเว้น ฟิลิปปินส์ที่มีความยืดหยุ่นต่อราคาน้อย ($|\varepsilon_{RPT}| < 1$) ขณะที่กัมพูชาเป็นตลาดที่ไม่อ่อนไหวต่อราคาการท่องเที่ยวไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10 ทั้งนี้เป็นที่น่าสังเกตว่า ประเทศที่มีพรมแดนติดกับประเทศไทยอย่าง สปป. ลาว มาเลเซีย และสหภาพเมียนมาร์ มีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยสูงกว่าประเทศอื่นๆ ในอาเซียนอย่างเห็นได้ชัด ประเทศเหล่านี้มักเดินทางมาท่องเที่ยวไทยในช่วงวันหยุดสุดสัปดาห์ เพื่อจับจ่ายซื้อของ (shopping) พักผ่อน และเที่ยวบันเทิงราตรี อย่างไรก็ตาม จากการทบทวนงานวิจัยทางการตลาดของการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย พบว่า ประเทศไทยเป็นแหล่งช้อปปิ้งที่นิยมของนักท่องเที่ยวจากอาเซียน ทั้งนี้อาจเป็นเพราะว่า ประเทศไทยมีสถานที่ช้อปปิ้งที่หลากหลาย ตั้งแต่ระดับล่างหรือขายส่งที่มีราคาไม่สูง จนถึง สินค้าแบรนด์เนมที่มีชื่อเสียงระดับโลก ไว้คอยตอบสนองความต้องการที่แตกต่างของคนอาเซียน นอกจากนี้ นักท่องเที่ยวอาเซียนส่วนใหญ่เห็นว่า การท่องเที่ยวและช้อปปิ้งในประเทศไทยคุ้มค่ากับเงินที่จ่าย (value for money) (Tourism Authority of Thailand, 2014b)

3. ผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นไขว้ (ε_{RPC}) แสดงให้เห็นว่า ตลาดอาเซียนส่วนใหญ่ตอบสนองต่อราคาคู่แข่งน้อย ($\varepsilon_{RPC} < 1$ หรือ $\varepsilon_{RPC} = 1$) ยกเว้น ตลาด สปป. ลาว สหภาพเมียนมาร์ และฟิลิปปินส์ ที่ตอบสนองต่อราคาคู่แข่งมาก ($\varepsilon_{RPC} > 1$) โดยตลาด สปป. ลาว มีกัมพูชาเป็นคู่แข่งสำคัญของไทย ขณะที่ตลาดสหภาพเมียนมาร์ และฟิลิปปินส์ มีมาเลเซียและสิงคโปร์เป็นคู่แข่งสำคัญของไทย ทั้งนี้เป็นที่น่าสังเกตว่า ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนเกือบทั้งหมดตอบสนองต่อราคาคู่แข่งน้อยกว่าราคาการท่องเที่ยวไทย แสดงให้เห็นว่า การเปลี่ยนแปลงราคาการท่องเที่ยวของไทยมีอิทธิพลต่อการตัดสินใจเดินทางมาท่องเที่ยวไทยมากกว่าการเปลี่ยนแปลงราคาของประเทศคู่แข่ง

นอกจากนี้ จากการศึกษาข้อมูลทุติยภูมิของการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย (Tourism Authority of Thailand, 2014b) มีข้อสังเกตเพิ่มเติมว่า นักท่องเที่ยวอาเซียนกว่าครึ่งหนึ่งยังคงเป็นกลุ่มที่มีรายได้ต่อปีน้อยกว่า 20,000 ดอลลาร์สหรัฐฯ นิยมจัดการการท่องเที่ยวด้วยตนเอง ไม่ใช้บริการบริษัททัวร์ หรือไม่นิยมท่องเที่ยวแบบกรุ๊ปทัวร์ และตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนเป็นตลาดเที่ยวซ้ำ (repeat tourism) สำหรับประเทศไทย ทั้งนี้เป็นที่น่าสังเกตว่า ในกรณีของ สปป. ลาว การใช้นโยบายยกเว้นการตรวจลงตราวีซ่าสำหรับประชาชน 2 ประเทศ มีส่วนช่วยกระตุ้นให้เกิดการขยายตัวของการท่องเที่ยวระหว่างประเทศทั้งสอง

จากการสัมภาษณ์และทบทวนเอกสารงานวิจัย สามารถแบ่งตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนออกเป็น 2 กลุ่มหลักตามลักษณะเฉพาะและความต้องการที่แตกต่างกัน คือ นักท่องเที่ยวกลุ่มทั่วไป และนักท่องเที่ยวกลุ่มมุสลิม ที่ผ่านมานักท่องเที่ยวอาเซียนส่วนใหญ่ที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยยังคงเป็นนักท่องเที่ยวกลุ่มแรกในสัดส่วนที่สูง เนื่องด้วยข้อจำกัดของแหล่งท่องเที่ยวบางแห่งเกี่ยวกับสิ่งอำนวยความสะดวกสำหรับตลาดนักท่องเที่ยวมุสลิม แต่นักท่องเที่ยวกลุ่มมุสลิมเป็นกลุ่มที่มีศักยภาพและมีการใช้จ่ายสูง จึงเป็นหนึ่งในโอกาสและความท้าทายของไทย โดยตลาดมุสลิมที่เป็นประชากรส่วนใหญ่ของมาเลเซียและอินโดนีเซียยังคงเป็นตลาดที่ท้าทายสำหรับประเทศไทย หากประเทศไทยสนใจและต้องการส่งเสริมตลาดดังกล่าว ประเทศไทยควรเตรียมความพร้อมด้านอุปทาน เช่น ร้านอาหาร เป็นต้น ในการรองรับตลาดมุสลิมก่อนที่จะส่งเสริมตลาดกลุ่มนี้ในประเทศมาเลเซียและอินโดนีเซีย

สรุปและข้อเสนอแนะ

บทความนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของประเทศอาเซียนรวม 9 ประเทศ โดยประยุกต์ใช้แนวทางการพัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวรวม (aggregate demand model) และวิธีเศรษฐมิติที่เหมาะสมประมาณค่าความยืดหยุ่นบนพื้นฐานของข้อจำกัดและคุณลักษณะของข้อมูลที่ใช้พัฒนาแบบจำลอง ค่าความยืดหยุ่น

ที่ได้เป็นข้อมูลสำคัญสำหรับวางนโยบายส่งเสริมตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนที่มีการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของรายได้และราคาการท่องเที่ยวที่แตกต่างกัน รวมทั้งนโยบายสำหรับส่งเสริมความสามารถในการแข่งขันด้านการท่องเที่ยวของไทยในตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียน

ผลการศึกษา พบว่า การขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศอาเซียนในช่วง 2-3 ทศวรรษที่ผ่านมา เป็นปัจจัยสำคัญที่กระตุ้นให้เกิดการขยายตัวของตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนในประเทศไทย โดยจำนวนนักท่องเที่ยวมีการขยายตัวมากกว่าการขยายตัวของเศรษฐกิจ (ยกเว้น มาเลเซีย สิงคโปร์ และเวียดนาม) ดังนั้นจากประมาณการของ IMF (2014) ที่ว่า ประเทศในอาเซียนจะมีการขยายตัวทางเศรษฐกิจในอัตราประมาณร้อยละ 3.7-7.7 ต่อปี ในช่วงปี พ.ศ. 2558-2563 (ค.ศ. 2015-2020) จะทำให้ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องอีก 5 ปีข้างหน้า

ตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนส่วนใหญ่ตอบสนองต่อราคาการท่องเที่ยวไทยมาก ($|\varepsilon_{RPT}| > 1$) ยกเว้น ตลาดฟิลิปปินส์ที่มีความยืดหยุ่นต่อราคาน้อย และเป็นที่น่าสังเกตว่า ประเทศที่มีพรมแดนติดกับประเทศไทยอย่าง สปป. ลาว มาเลเซีย สหภาพเมียนมาร์ ยกเว้น กัมพูชา มีความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยสูงกว่าประเทศอื่นๆ ในอาเซียนอย่างเห็นได้ชัด ประเทศเหล่านี้มักเดินทางเข้ามาท่องเที่ยวไทยในช่วงวันหยุดสุดสัปดาห์ เพื่อมาจับจ่ายซื้อของ (shopping) พักผ่อน และเที่ยวบันเทิงราตรี เนื่องจากการท่องเที่ยวและช้อปปิ้งในประเทศไทยคุ้มค่ากับเงินที่จ่าย (value for money)

ผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นไขว้ แสดงให้เห็นว่า ตลาดอาเซียนของไทยโดยส่วนใหญ่ตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาคู่แข่งน้อย และน้อยกว่าราคาการท่องเที่ยวไทย ผลลัพธ์ดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า ในตลาดประเทศอาเซียน สิงคโปร์และมาเลเซียไม่ใช่สินค้าทดแทนของไทย ยกเว้นใน สปป. ลาว สหภาพเมียนมาร์ และฟิลิปปินส์ โดยใน สปป. ลาว มีกัมพูชาเป็นคู่แข่งสำคัญของไทย ขณะที่ตลาดสหภาพเมียนมาร์ และฟิลิปปินส์ มีมาเลเซียและสิงคโปร์เป็นคู่แข่งสำคัญของไทย

จากผลการศึกษามีข้อเสนอแนะเชิงนโยบายที่สำคัญดังนี้

1. แม้ว่าเศรษฐกิจของอาเซียนจะกระตุ้นให้คนอาเซียนมาท่องเที่ยวประเทศไทยเพิ่มขึ้น แต่จากการวิเคราะห์แนวโน้มการขยายตัวของตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนในแต่ละตลาด พบข้อสังเกตที่น่าสนใจว่า ตลาดอาเซียนค่อนข้างอ่อนไหวต่อวิกฤตการเมืองภายในประเทศไทย และการจัดเทศกาล (event) ต่างๆ ดังนั้นเสถียรภาพทางด้านการเมือง และการจัดเทศกาลขนาดใหญ่ เช่น งานพืชสวนโลก เป็นต้น เป็นหนึ่งในปัจจัยที่ช่วยกระตุ้นให้คนอาเซียนเดินทางมาท่องเที่ยวไทยเพิ่มขึ้น

2. ควรใช้นโยบายที่แตกต่างกันในการกระตุ้นตลาดอาเซียน กล่าวคือ ควรใช้นโยบายราคา เช่น เที่ยวไทยคุ้มเงินสบายกระเป๋า, Mid-Year Sale เป็นต้น ส่งเสริมตลาดที่ตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงราคาการท่องเที่ยวไทยมาก เช่น สปป. ลาว สหภาพเมียนมาร์ และมาเลเซีย เป็นต้น

การส่งเสริมตลาดโดยนำเสนอภาพความหลากหลายและน่าสนใจของแหล่งและกิจกรรมการท่องเที่ยว สำหรับตลาดที่ตอบสนองต่อราคาน้อย เช่น ฟิลิปปินส์ เป็นต้น หรือนำเสนอภาพของการพักผ่อน บันเทิง ราตรี เที่ยวไทยได้ทุกเวลาที่คุณต้องการ สำหรับตลาดที่ตอบสนองต่อราคาน้อยอย่างเช่น สิงคโปร์ เวียดนาม เป็นต้น สำหรับตลาดมุสลิมอย่างบรูไน และอินโดนีเซีย ควรเน้นนโยบายการพัฒนาห่วงโซ่อุปทานภายในประเทศให้สามารถตอบสนองความต้องการของตลาดมุสลิมในด้านอาหาร การจัดพื้นที่ให้ละมาด ฯลฯ ก่อนที่จะดำเนินการนโยบายส่งเสริมตลาดดังกล่าว

3. ประเทศไทยควรใช้โอกาสจากการขยายตัวของตลาดอาเซียนอันเนื่องมาจากการขยายตัวทางเศรษฐกิจ และการเปิดเสรีอาเซียนในปี พ.ศ. 2558 ในการคัดกรองและทำตลาดคุณภาพสูงในตลาดอาเซียน โดยการนำเสนอสินค้าและกิจกรรมการท่องเที่ยวตามความต้องการของตลาดคุณภาพสูงของอาเซียน รวมทั้งควรมีนโยบายส่งเสริมตลาดท่องเที่ยวอาเซียนให้มากขึ้น ภายใต้การผสมผสานสินค้าท่องเที่ยวที่สอดคล้องกับความต้องการของตลาดอาเซียน ทั้งนี้การส่งเสริมตลาดดังกล่าวควรอยู่บนพื้นฐานของการจัดการห่วงโซ่อุปทานของการท่องเที่ยวที่พร้อมและเพียงพอจะรองรับการขยายตัวของตลาดอาเซียน อย่างเช่น ร้านอาหารสำหรับตลาดนักท่องเที่ยวกลุ่มมุสลิม โรงแรมสำหรับรองรับตลาดกลุ่มนักเดินทางเพื่อธุรกิจ (business) และประชุม (meeting) ที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นหลังจากการเปิดเสรีอาเซียน เป็นต้น

นอกจากนี้จากวิกฤตเศรษฐกิจในสหรัฐฯ และยุโรป ส่งผลให้ตลาดนักท่องเที่ยวยุโรปและสหรัฐฯ ของไทยชะลอตัว ขณะที่ตลาดนักท่องเที่ยวเอเชียมีบทบาทความสำคัญมากขึ้น รวมทั้งตลาดอาเซียนที่จะมีสำคัญเพิ่มขึ้นหลังจากการเปิดเสรีในปี พ.ศ. 2558 อย่างไรก็ตาม สิ่งที่เกิดขึ้นในปัจจุบันสำหรับการท่องเที่ยวของประเทศไทย คือ เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างทางการตลาดจากนักท่องเที่ยวกลุ่มตะวันตกที่นิยมท่องเที่ยวธรรมชาติและวัฒนธรรมมาสู่ตลาดนักท่องเที่ยวเอเชียที่มีลักษณะการท่องเที่ยวที่สนุกสนาน และชอบช้อปปิ้ง ความแตกต่างดังกล่าวทำให้ความต้องการสินค้าและกิจกรรมการท่องเที่ยวรวมทั้งสิ่งสนับสนุนแตกต่างกัน สำหรับนักท่องเที่ยวอาเซียนที่เดินทางมาประเทศไทยมีพฤติกรรมที่นิยมช้อปปิ้ง และใช้บริการสินค้าหรือกิจกรรมท่องเที่ยวในลักษณะที่อิงกับสิ่งปลูกสร้างใหม่ที่มนุษย์สร้างขึ้น (man-made) มากกว่าวัฒนธรรมที่มีลักษณะใกล้เคียงกันทั้งภูมิภาค ดังนั้นการส่งเสริมตลาดอาเซียนในอนาคตควรมีการผสมผสานสินค้าท่องเที่ยวใหม่ในลักษณะที่แสดงให้เห็นถึงความทันสมัย การช้อปปิ้ง และการท่องเที่ยวลักษณะของบันเทิงที่สนุกสนานมากกว่าการนำเสนอขายในเรื่องของวัฒนธรรมหรือธรรมชาติ

เอกสารอ้างอิง

Araña, J. E., & León, C. J. (2008). The impact of terrorism on tourism demand. Annals of Tourism Research, 35(2), 299-315.

Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. F. (1993). *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data.* New York: Oxford University Press.

Banerjee, A., Dolado, J. J., Hendry, D. F., & Smith, G. (1986). Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte Carlo evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 48(3), 253-277.

Crouch, G. I. (1994). The study of international tourism demand: A review of findings. *Journal of Travel Research,* 33(1), 41-54.

Department of Tourism (2014). *Thailand Tourism Statistics 2013*. Bangkok: Department of Tourism. (in Thai)

Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series.* 2nd ed. New York: John Wiley & Sons. Engle R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Faulkner, B. (2001). Towards a framework for tourism disaster management. *Tourism Management,* 22(2), 135-147.

Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics,* 2(2), 111-120.

Gregory, A. W., & Hansen B. E. (1996). Residual based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics,* 70(1), 99-126.

Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. (1998). *Multivariate Data Analysis.* 5th ed. London: Prentice-Hall International.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control,* 12(2/3), 231-254.

Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models.* Oxford: Oxford University Press.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration –with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 52(2), 169-210.

Kaosa-ard, M., & Untong, A. (2014). *A Literature Survey of the Tourism Economy of Thailand.* Chiang Mai: Public Policy Studies Institute. (in Thai)

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.

Li, G., Song, H., & Witt, S. F. (2006a). Time varying parameter and fixed parameter linear AIDS: and application to tourism demand forecasting. *International Journal of forecasting,* 22(1), 57-71.

Li, G., Wong, K. K. F., Song, H., & Witt, S. F. (2006b). Tourism demand forecasting: a time varying parameter error correction model. *Journal of Travel Research,* 45(2), 175-185.

Lütkepohl, H., & Krätzing, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.

Maddala, G. S. (2001). *Introduction to Econometrics*. Chichester: John Wiley & Sons.

Narayan, P. K. (2004). Fiji's tourism demand: The ARDL approach to cointegration. *Tourism Economics,* 10(2), 193-206.

Panopoulou, E., & Pittis, N. (2004). A comparison of autoregressive distributed lag and dynamic OLS cointegration estimators in the case of a serially correlated cointegration. *The Econometrics Journal*, 7(2), 585-617.

Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econommetrica,* 60(1), 119-143.

Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics,* 80(2), 355-385.

Pesaran M. H., & Shin, Y. (1995). Autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *DAE Working Paper Series No 9514*, Department of Economics, University of Cambridge.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics,* 16(3), 289-326.

Phillips, P. C. B, & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika,* 75(2), 335-346.

Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variable regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies,* 57(1), 99-125.

Ritchie, B. W. (2004). Chaos, crises and disasters: a strategic approach to crisis management in the tourism industry. *Tourism Management,* 25(6), 669-683.

Said, E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. *Biometrika,* 71(3), 599-607.

Song, H., & Li, G. (2008). Tourism demand modelling and forecasting–A review of recent research. *Tourism Management,* 29(2), 203-220.

Song, H., & Turner, L. (2006). Tourism demand forecasting. In L. Dwyer and P. Forsyth (eds.). *International Handbook on the Economic of Tourism*. Massachusetts: Edward Elgar, 89-114.

Song, H., Kim, J. H., & Yang, S. (2010). Confidence intervals for tourism demand elasticity. *Annals of Tourism Research,* 37(2), 377-396.

Song, H., Witt, S. F., & Li, G. (2003). Modelling and forecasting the demand for Thai tourism. *Tourism Economics,* 9(4), 363–387.

Song, H., Witt, S. F., & Li, G. (2009). *The Advanced Econometrics of Tourism Demand*. New York: Routledge.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica,* 61(4), 783-820.

Tourism Authority of Thailand. (2014a). *Profile of International Tourist Arrivals to Thailand 2013: ASEAN.* Bangkok: Marketing Database Group, Tourism Authority of Thailand. (in Thai)

Tourism Authority of Thailand. (2014b). *Study ASEAN Tourism Market 2013 Project: Executive Summary.* Bangkok: In-Touch Research & Consultancy. (in Thai)

Untong, A. (2012a). *Econometrics of Tourism.* Chiang Mai: Public Policy Studies Institute. (in Thai)

Untong, A. (2012b). *The Destination Management in Tourism and Tourism Competitiveness in Thailand.* Doctor of Philosophy Thesis in Tourism and Environmental Economics, University of the Balearic Islands, Spain.

Untong, A., Ramos, V., Ray-Maquieira, J., & Kaosa-ard, M. (2011). Impact of crisis events on international tourism demand in Thailand. *Applied Economics Journal,* 18(2), 45-64. (in Thai)

Untong, A., Kaosa-ard, M., Ramos, V., & Rey-Maquieira, J. (2014). Thailand's long-run tourism demand elasticities. *Tourism Economics,* 20(3), 595-610.

UNWTO. (2014). *UNWTO World Tourism Barometer.* Volume 12, June 2014.

VanVoorshis, C. W., & Morgan, L. B. (2007). Understanding power and rules of thumb for determining sample sizes. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology,* 3(2), 43-50.

WTTC. (2014). *Travel & Tourism Economic Impact 2014: Thailand.* London: World Travel & Tourism Council.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics,* 10(3), 251-270.