พลวัตและเสถียรภาพของความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน[1]

(The Dynamics and Stability of the Elasticities of Demand for Thailand's Long-run Tourism for Chinese Tourists' Market)

อัครพงศ์ อั้นทอง[2]

บทคัดย่อ

บทความนี้วิเคราะห์การเปลี่ยนแปลงและตรวจสอบเสถียรภาพความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน โดยประยุกต์ใช้ Long-run Static Model of Time Varying Parameter (TVP-LRM) พิจารณาพลวัตความยืดหยุ่น และใช้ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวน (Coefficient of Variation: COV) ร่วมกับดัชนีความไม่มีเสถียรภาพ (Instability Index: I) พิจารณาเสถียรภาพความยืดหยุ่นผลการศึกษา พบว่า การขยายตัวของเศรษฐกิจจีนมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เกิดการเติบโตของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนในไทย และตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนตอบสนองต่อราคาการท่องเที่ยวไทยมากกว่าราคาของคู่แข่งโดยความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาแต่มีเสถียรภาพมากขึ้นหลังปี พ.ศ. 2555 ความยืดหยุ่นต่อรายได้มีแนวโน้มดีขึ้นและการท่องเที่ยวไทยมีความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาเพิ่มขึ้นเช่นเดียวกัน ความยืดหยุ่นต่อรายได้ยังคงมีเสถียรภาพมากที่สุด รองลงมาได้แก่ความยืดหยุ่นไขว้ส่วนความยืดหยุ่นต่อราคามีเสถียรภาพน้อยที่สุด อย่างไรก็ตามหลังปี พ.ศ. 2552 ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยไม่มีบทบาทในการรักษาเสถียรภาพการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน ผลการศึกษาแสดงให้เห็นว่า ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนยังคงเติบโตอย่างต่อเนื่องตามการขยายตัวของเศรษฐกิจจีน ดังนั้นไทยควรให้ความสำคัญกับการเตรียมความพร้อมเพื่อรองรับการขยายตัวของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน ในอนาคตและไม่ควรใช้นโยบายราคาในการแข่งขัน และรักษาเสถียรภาพการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน

คำสำคัญ: อุปสงค์การท่องเที่ยว ความยืดหยุ่นในระยะยาว การเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง เสถียรภาพ ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน

ABSTRACT

This article analyzes the change and examines the stability of Thailand's long-run tourism demand elasticities in Chinese tourists' market. Long-run static model of time varying parameter (TVP-LRM) is used to consider the dynamics of elasticities, and we applied the coefficient of variation (COV) and instability index (I) to examine the stability of elasticities. The results show that economic growth of China helped to stimulate the expansion of Chinese tourists' market in Thailand and Chinese tourists respond to a change in Thailand's price less than the changes in the competitors' prices. The study finds that Thailand's long-run tourism demand elasticities have changed over time, but showed greater stability. After 2012, the income elasticity has increased and price-competitive advantage of Thailand's tourism has improved as well. Income elasticity shows the most stability, follows by cross-price and price elasticity, respectively. However, after 2009 the stability of Thailand's

[1] บทความนี้เป็นส่วนหนึ่งของ "โครงการการวิเคราะห์ห่วงโซ่อุปสงค์ของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน" ได้รับการสนับสนุนจากสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.) และสำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ (วช.)

[2] คณะพัฒนาการท่องเที่ยว มหาวิทยาลัยแม่โจ้ 63 หมู่ 4 ต.หนองหาร อ.สันทราย จ.เชียงใหม่ 50290 อีเมล์: akarapong_un@hotmail.com

tourism demand elasticities have not played a stabilizing role in the growth of Chinese's tourists. The study shows that Chinese's tourists' market continues to growth steadily in line with the expansion of Chinese's economy. Therefore, Thailand should focus on increasing capacity for this market and do not use the price competition and maintain stabilized expansion of Chinese's tourists' market.

Keywords: Tourism Demand, Long-run Elasticities, Structural Change, Stability, Chinese Tourists Market

ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

การศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวเป็นหนึ่งในงานวิจัยด้านการท่องเที่ยวที่ได้รับความสนใจอย่างต่อเนื่องมากว่ากึ่งศตวรรษ เนื่องจากในการวางนโยบายการพัฒนาการท่องเที่ยวจำเป็นต้องวิเคราะห์อุปสงค์การท่องเที่ยวเพื่อตอบประเด็นปัญหาสำคัญ 3 ประเด็น ได้แก่ 1) ในอนาคตจำนวนนักท่องเที่ยว (อุปสงค์) จะเติบโตหรือขยายตัวอย่างไร 2) นักท่องเที่ยวตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของรายได้และราคาอย่างไร หรือประเมินหาค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยว และ 3) หากเกิดเหตุการณ์วิกฤตและ/มีนโยบายส่งเสริมตลาดจะมีผลอย่างไรต่ออุปสงค์การท่องเที่ยว (มิ่งสรรพ์ ขาวสอาด และอัครพงศ์ อั้นทอง, 2557) การศึกษาที่ผ่านมาให้ความสนใจกับการพัฒนาเทคนิคการวิเคราะห์ภายใต้แนวทางการศึกษาที่สำคัญ 2 แนวทาง คือ การประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวและการพัฒนาเทคนิคการพยากรณ์อุปสงค์การท่องเที่ยว (อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด, 2554) โดยใช้แบบจำลองอนุกรมเวลา (Time Series Models) เศรษฐมิติ (Econometrics) และวิธีเชิงปริมาณอื่นๆ ทั้งที่เป็นวิธีทางสถิติและที่ไม่ใช่วิธีทางสถิติในการพัฒนาแบบจำลอง (Song and Li, 2008)

ในการวางนโยบายเพื่อส่งเสริมตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติ และเพื่อเสริมสร้างความสามารถในการแข่งขันและ/นโยบายที่มีผลกระทบต่อราคาการท่องเที่ยว รวมทั้งการติดตามผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในระดับมหภาคที่มีต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวอย่างเช่น การเปลี่ยนแปลงอัตราแลกเปลี่ยน การขยายตัว/หดตัวของเศรษฐกิจ เป็นต้น ผู้วางนโยบายมักให้ความสำคัญกับค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวมากกว่าค่าพยากรณ์อย่างจำนวนและ/รายรับจากนักท่องเที่ยว (Song, Kim and Yang, 2010) โดยเฉพาะค่าความยืดหยุ่นในระยะยาว เนื่องจากความไม่เท่าเทียมกันของข้อมูล (Information Asymmetry) และความไม่ยืดหยุ่น (Inflexibility) ในการจัดสรรรายได้ของนักท่องเที่ยวทำให้ผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงราคาและรายได้ที่มีต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวต้องใช้ระยะเวลาหนึ่งจึงจะทราบผลกระทบดังกล่าว (Syriopoulos,1995; Song, Witt and Li, 2009) นอกจากนี้การศึกษา

ในอดีตแสดงให้เห็นว่า นักท่องเที่ยวที่เดินทางมาจากประเทศต้นทาง (Country of Origin) ที่แตกต่างกันมีความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวแตกต่างกัน (Song, Witt and Li, 2003; Narayan, 2004; Habibi and Rahim, 2009; Song, Kim and Yang, 2010; อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด, 2554; Untong et al., 2014) และความยืดหยุ่นอาจเปลี่ยนแปลงตามเวลาสถานการณ์ และนโยบาย (Li, Song and Witt, 2006; Li, Wong, Song and Witt, 2006; Song, Witt and Li, 2009a; อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด, 2554; Untong et al., 2014)

สำหรับการศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวที่ผ่านมาเป็นการศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวที่แท้จริง (Actual Demand) ที่เป็นการวิเคราะห์แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวรวม (Aggregate Demand Model) (มิ่งสรรพ์ ขาวสอาด และอัครพงศ์ อั้นทอง, 2557) ของตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติที่แตกต่างกัน โดยใช้เทคนิคทางเศรษฐมิติที่แตกต่างกันในการประมาณค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้ (Income Elasticity) ราคา (Price Elasticity) และความยืดหยุ่นไขว้ (Cross Elasticity) อย่างไรก็ตาม การศึกษาเกือบทั้งหมดเป็นการประมาณค่าความยืดหยุ่นแบบจุดและขาดการพิจารณาพลวัตของความยืดหยุ่น แม้ว่าในงานศึกษาของ อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด (2554) ได้ประยุกต์ใช้ Long-run Static Model of Time Varying Parameter (TVP-LRM) ประมาณค่าความยืดหยุ่นของตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติของไทยทั้งหมด 11 ตลาด แต่งานศึกษาดังกล่าวเป็นการพิจารณา

เปรียบเทียบความยืดหยุ่นที่ประมาณได้ในสองช่วงเวลา คือ ก่อนและหลังการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 แต่มิได้พิจารณาแนวโน้ม (หรือพลวัต) และเสถียรภาพของความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติ

อย่างไรก็ตาม ในงานศึกษาดังกล่าวแสดงให้เห็นในเชิงประจักษ์ว่า การเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 มีผลกระทบต่อความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในแต่ละตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติ ซึ่งรวมถึงตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนที่กลายมาเป็นหนึ่งตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติที่สำคัญของไทย โดยเฉพาะในช่วงหลังปี พ.ศ. 2553 และการขยายตัวของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนได้ส่งผลทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติและความได้เปรียบในการแข่งขันของไทย (อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด, 2558) ทั้งนี้ ในงานศึกษาดังกล่าว พบว่า หลังการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนมีความยืดหยุ่นต่อรายได้ลดลง แต่กลับมีความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยและราคาของคู่แข่งเพิ่มขึ้น นอกจากนี้ อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด (2554) ให้ข้อสังเกตที่น่าสนใจว่า การเปลี่ยนแปลงความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนอาจได้รับอิทธิพลจากปัจจัยอื่นๆ นอกจากการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทย อย่างเช่น การเปลี่ยนแปลงนโยบายของรัฐบาลจีนที่อนุญาตให้คนจีนเดินทางไปท่องเที่ยวในต่างประเทศได้เพิ่มขึ้น การขยายตัวอย่างต่อเนื่องของเศรษฐกิจจีน การขยายตัวของสายการบินและเที่ยวบินระหว่างไทยกับจีน การเปลี่ยนแปลงนโยบายของประเทศที่เป็นคู่แข่งของไทยในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน เป็นต้น

จากข้อสังเกตดังกล่าวบทความนี้จึงมีวัตถุประสงค์หลักที่จะศึกษาเพิ่มเติมในประเด็นของการวิเคราะห์พลวัตและตรวจสอบเสถียรภาพของความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน เพื่อพิจารณาแนวโน้มการเปลี่ยนแปลงและเสถียรภาพของความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยของคนจีน โดยเฉพาะในช่วงหลังปี พ.ศ. 2552 ซึ่งเป็นช่วงที่ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนมีการขยายตัวแบบก้าวกระโดดในประเทศไทย (อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด, 2558) ผลลัพธ์ที่ได้จากการศึกษาจะทำให้ทราบว่า ในช่วงทศวรรษหลังปี พ.ศ. 2552 อุปสงค์การท่องเที่ยวไทยของคนจีนมีแนวโน้มทิศทางและขนาดของการตอบสนองต่อการขยายตัวของเศรษฐกิจจีน และการเปลี่ยนแปลงของราคาการท่องเที่ยวไทยและคู่แข่ง (แทนด้วยอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง ที่สะท้อนถึงต้นทุนค่าครองชีพในระดับประเทศ) อย่างไร ข้อมูลดังกล่าวมีความสำคัญต่อการวางนโยบายเพื่อส่งเสริมความสามารถในการแข่งขันด้านการท่องเที่ยวของไทยในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงความยืดหยุ่นของอุปสงค์มีผลทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงความสามารถในการแข่งขันของแหล่งท่องเที่ยวในระยะยาว (อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด, 2554) นอกจากนี้ผลลัพธ์จากการศึกษาทำให้เกิดความเข้าใจตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนในภาพรวมมากขึ้น ซึ่งจะนำมาสู่การวางนโยบายที่ถูกต้องและเหมาะสมสำหรับการบริหารจัดการตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนในอนาคต

หัวข้อต่อไปกล่าวถึงวิธีการศึกษา ซึ่งครอบคลุมถึงตัวแปรในแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว และเทคนิคการประมาณค่าความยืดหยุ่นด้วยวิธี TVP-LRM จากนั้นเป็นการนำเสนอข้อมูลเกี่ยวกับตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน ต่อด้วยผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นในระยะยาว การวิเคราะห์พลวัตและเสถียรภาพของความยืดหยุ่น ตามด้วยบทสรุปและข้อเสนอแนะที่ได้จากการศึกษา

วิธีการดำเนินการวิจัย

แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว

บทความนี้ประยุกต์ใช้แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวรวมที่อยู่บนพื้นฐานของทฤษฎีอุปสงค์ทางตรงที่ว่า อุปสงค์การท่องเที่ยวขึ้นอยู่กับรายได้ที่มีศักยภาพของผู้บริโภค (Income of Potential Consumers) ราคาของแหล่งท่องเที่ยว (Prices at Destination) และราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทน(Price at Substitute Destination) (Untong et al., 2014; อัครพงศ์ อั้นทอง, 2558) จากการทบทวนวรรณกรรม พบว่า การศึกษาที่ผ่านมานิยมใช้จำนวนนักท่องเที่ยวเป็นตัวแทนอุปสงค์การท่องเที่ยว (Crouch, 1994; Song, Witt and Li, 2009; Untong et al., 2014) ส่วนตัวแปรที่นิยมใช้เป็นตัวแทนของรายได้ของนักท่องเที่ยว ได้แก่ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (Gross Domestic Product: GDP) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อหัว (GDP per Capita) (Song, Witt and Li, 2003; 2009; Untong et

al., 2014) บทความนี้เลือกใช้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริง (ณ ราคาคงที่ ปี พ.ศ. 2548) เป็นตัวแทนรายได้ของนักท่องเที่ยวชาวจีนเนื่องจากต้องการทราบผลกระทบจากการขยายตัวของเศรษฐกิจจีนที่มีต่อการเปลี่ยนแปลงจำนวนคนจีนที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทย สำหรับราคาการท่องเที่ยวไทยใช้ราคาเปรียบเทียบ (อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง) เป็นตัวแทนราคาเนื่องจากเป็นตัวแปรที่เหมาะสมที่สุดในระดับมหภาคที่แสดงถึงต้นทุนค่าครองชีพในระดับประเทศ (Song, Witt and Li, 2009; Untong et al., 2014) โดยมีสูตรการคำนวณดังนี้

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

โดยที่ $RPT_{ch,t}$ คือ ราคาการท่องเที่ยวไทยเทียบกับจีนในปีที่ t

$CPI_{T,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของไทย (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) ในปีที่ t (หน่วย: ร้อยละ)

$CPI_{ch,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของจีน (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) ในปีที่ t (หน่วย: ร้อยละ)

$ER_{ch/T,t}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างจีน (หยวน) กับไทย (บาท) ในปีที่ t (บาทต่อหยวน)

เมื่อพิจารณาจากลำดับประเทศที่คนจีนนิยมเดินทางไปท่องเที่ยว 5 ลำดับแรก พบว่า ฮ่องกง เกาหลีใต้ และญี่ปุ่น เป็นสามประเทศที่เป็นคู่แข่งสำคัญของไทยในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนดังนั้นบทความนี้จึงใช้ราคาเปรียบเทียบที่ถ่วงน้ำหนักเป็นตัวแทนราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่ง โดยมีสูตรคำนวณดังนี้ (อัครพงศ์ อั้นทอง, 2558)

$$RPC_{ch,t} = \sum_{C=1}^{3} W_{C,T} \frac{CPI_{C,t}}{CPI_{ch,t} * ER_{ch/C,t}} \quad ...(2)$$

โดยที่ $RPC_{ch,t}$ คือ ราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งของไทยเทียบกับจีนในปีที่ t

$CPI_{C,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศคู่แข่งที่ C (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) ในปีที่ t (หน่วย: ร้อยละ)

$CPI_{ch,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของจีน (ปี พ.ศ.2548 เป็นปีฐาน) ในปีที่ t (หน่วย: ร้อยละ)

$ER_{ch/C,t}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างจีน (หยวน) กับประเทศคู่แข่งที่ C ในปีที่ t (หน่วย: ดอลลาร์ฮ่องกง หรือวอน หรือเยนต่อหยวน)

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

C คือ ประเทศคู่แข่งในตลาดนักท่องเที่ยวเที่ยวชาวจีน ได้แก่ ฮ่องกง เกาหลีใต้ และญี่ปุ่น

ด้วยข้อจำกัดของข้อมูลรายรับจากนักท่องเที่ยวชาวจีนที่เดินทางออกมาท่องเที่ยวแต่ละประเทศในโลก บทความนี้เลือกให้ส่วนแบ่งตลาดของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนของประเทศไทยและคู่แข่งเป็นค่าถ่วงน้ำหนัก โดยมีสูตรคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักดังนี้

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

โดยที่ $TA_{ch,C,t}$ คือ จำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนที่เดินทางไปท่องเที่ยวประเทศคู่แข่งที่ C ในปีที่ t(หน่วย: คน)

$TA_{ch,t}$ คือ จำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนทั้งหมดที่เดินออกมาท่องเที่ยวนอกประเทศในปีที่ t (หน่วย: คน)

แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนที่ใช้ในบทความนี้เป็นแบบจำลองที่มีลักษณะฟังก์ชันฟอร์ม (Function Form) แบบ Log-linear เนื่องจากจะทราบค่าความยืดหยุ่นโดยตรงจากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง (Song Witt and Li, 2009; อัครพงศ์ อั้นทอง, 2558) และการแปลงข้อมูลด้วย Natural logarithm ยังเป็นการบรรเทาความไม่คงที่ของความแปรปรวนของข้อมูล (อัครพงศ์อั้นทอง, 2556; Untong et al., 2014) โดยสามารถแสดงแบบจำลองได้ดังนี้

$$\ln NTA_{ch,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ch,t} + \beta_2 \ln RPT_{ch,t} + \beta_3 \ln RPC_{ch,t} + \varepsilon_{ch,t} \quad ...(4)$$

โดยที่ $\ln NTA_{ch,t}$ คือ Natural logarithm ของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยในปีที่ t (หน่วย: คน)

$\ln Y_{ch,t}$ คือ Natural logarithm ของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง (GDP ณ ราคาคงที่ปี พ.ศ. 2548) ในปีที่ t (หน่วย: พันล้านดอลลาร์สหรัฐฯ)

$\ln RPT_{ch,t}$ คือ Natural logarithm ของราคาการท่องเที่ยวไทยในปีที่ t

$\ln RPC_{ch,t}$ คือ Natural logarithm ของราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งในปีที่ t

$\beta_0 - \beta_3$ คือ ค่าสัมประสิทธิ์ (Coefficient) หรือค่าความยืดหยุ่น (Elasticity)

$\varepsilon_{ch,t}$ คือ เทอมความคลาดเคลื่อน (Disturbance term)

บทความนี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายปีระหว่างปี พ.ศ. 2531-2558 (รวม 28 ปี)รวบรวมข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนจากสถิติการท่องเที่ยวของประเทศไทยที่รายงานโดยการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย (ระหว่างปี พ.ศ. 2531-2550) และกระทรวงท่องเที่ยวและกีฬา (ระหว่างปี พ.ศ. 2551-2558) สำหรับข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง ดัชนีราคาผู้บริโภค และอัตราแลกเปลี่ยนของแต่ละประเทศ รวบรวมจากรายงาน International Financial Statistics ของ International Monetary Fund (IMF) ที่ให้บริการออนไลน์ทางอินเตอร์เน็ต

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาว

ขั้นตอนการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวในบทความนี้มี 3 ขั้นตอนสำคัญ (อัครพงศ์ อั้นทอง, 2558) ได้แก่ 1) การทดสอบความคงที่ของข้อมูล (Stationary Testing) 2) การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (หรือการทดสอบ Co-integration) และ3) การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองแต่เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์ (หรือค่าความยืดหยุ่น) ในระยะยาวของแบบจำลองอุปสงค์ในสมการที่ (4) อาจเปลี่ยนแปลงตามเวลา สถานการณ์ และนโยบาย (Untong et al., 2014) หรืออาจเกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในอุปสงค์การท่องเที่ยว ดังนั้นวิธีที่ใช้ทดสอบความคงที่ของข้อมูลความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว รวมทั้งเทคนิคทางเศรษฐมิติที่ใช้ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองควรเป็นวิธีและเทคนิคที่สามารถตรวจจับการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างภายในตัวแปรและแบบจำลองได้ โดยจะขอกล่าวถึงรายละเอียดของวิธีและเทคนิคที่ใช้ในแต่ละขั้นตอนพอสังเขปดังนี้

ขั้นตอนที่ 1: ทดสอบความคงที่ของข้อมูล

การทดสอบความคงที่ของข้อมูลเป็นเงื่อนไขสำคัญในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาว เนื่องจากข้อมูลที่ใช้พัฒนาแบบจำลองเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) ความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นข้อตกลงเบื้องต้นที่สำคัญเมื่อประยุกต์ใช้วิธีเศรษฐมิติในการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลา (Engel and Granger, 1987; Banerjee et al., 1993; Enders, 2004) และการตรวจสอบคุณสมบัติคงที่ (Stationary) ของข้อมูลอนุกรมเวลายังเป็นเงื่อนไขสำคัญเมื่อต้องทดสอบ Co-integration ของชุดตัวแปรที่ใช้พัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาว วิธีทดสอบความคงที่ที่นิยมใช้ คือ วิธีทดสอบ Unit Root โดยในกรณีที่ข้อมูลมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (Structural Break) นิยมใช้วิธีของ Zivot-Andrews (1992) ที่เหมาะสำหรับกรณีที่ไม่ทราบช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง และวิธีของ Perron (1997) ที่เป็นการทดสอบ Unit rootกับการเปลี่ยนแปลงฟังก์ชันแนวโน้มที่ไม่ทราบเวลาซึ่งปรับปรุงเพิ่มเติมจากวิธีของ Zivot-Andrews (1992) วิธีทั้งสองไม่มีการกำหนดช่วงหรือจุดที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (Break Point) แต่กำหนดให้การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างเป็นตัวแปรหนึ่งภายในแบบจำลองเช่นเดียวกับค่าคงที่ (Intercept) และแนวโน้ม (Trend) บทความนี้ประยุกต์ใช้วิธีของ Perron (1997) ทดสอบความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่แปลงให้อยู่ในรูป Natural Logarithm เพื่อลดความแปรปรวนและง่ายต่อการอธิบายผลลัพธ์ที่ได้จากการประมาณค่า (อัครพงศ์ อั้นทอง, 2558)

ขั้นตอนที่ 2: ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

ตัวแปรในสมการที่ (4) ทุกตัวแปรต้องมีคุณสมบัติคงที่ (Stationary) จึงทำให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Squares: OLS) มีประสิทธิภาพและน่าเชื่อถือหากตัวแปรในแบบจำลองบางตัวมีคุณสมบัติไม่คงที่ (Non-stationary)

ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากวิธี OLS อาจขาดความน่าเชื่อถือและแบบจำลองดังกล่าวอาจเผชิญกับ Spurious Regression (Granger and Newbold, 1974) อย่างไรก็ตาม Engle and Granger (1987) เสนอว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่คงที่อาจมีความสัมพันธ์ในระยะยาว (Long Run Relationships) หากพบว่า ค่าเบี่ยงเบน (Deviation) ที่ได้จากความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวมีคุณสมบัติคงที่ (Stationary) ความสัมพันธ์ในลักษณะดังกล่าว เรียกว่าCo-integration ดังนั้นการทดสอบ Co-integration (Co-integration Test) คือการทดสอบความนิ่งของค่าเบี่ยงเบนที่ได้จากการประมาณค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Long Run Equilibrium Relationship) ของตัวแปรอนุกรมเวลาที่ไม่คงที่ หากตัวแปรอนุกรมเวลามี Co-integration แสดงว่าตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์ร่วมกันในระยะยาว

บทความนี้ประยุกต์ใช้วิธีของ Gregory and Hansen (1996) ทดสอบ Co-integration ของตัวแปรในสมการที่ (4) เนื่องจากแบบจำลองที่ใช้ทดสอบ Co-integration ภายใต้วิธีนี้ถูกพัฒนาบนพื้นฐานของความสัมพันธ์ของชุดข้อมูลอนุกรมเวลาที่สามารถเปลี่ยนแปลงความสัมพันธ์ได้ โดยการเพิ่มตัวแปรหุ่น (Dummy Variable) ในสมการทดสอบ 4 รูปแบบ คือ 1) Level Shift (C) สำหรับทดสอบการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่ (Intercept) 2) Level Shift with Trend (C/T) สำหรับทดสอบการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่และแนวโน้ม (Intercept And Time Trend) 3) Regime Shift (C/S) สำหรับทดสอบการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่และค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์ (Intercept And Slope) และ 4) Regime Shift With Trend (C/S/T) สำหรับทดสอบการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่ ค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์และแนวโน้ม (Intercept, Slope and Time Trend) สมการทดสอบทั้ง 4 รูปแบบ มีสมมติฐานหลักว่าไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (H0: No Co-integration) ดังนั้นหากค่าสถิติที่คำนวณได้จากการทดสอบ Unit Root ของส่วนที่เหลือจากสมการความสัมพันธ์ในระยะยาวมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติที่เสนอโดย Gregory and Hansen (1996) แสดงว่า สมการดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวภายใต้การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในรูปแบบต่างๆ ตามที่ได้กล่าวมาแล้วข้างต้น

ขั้นตอนที่ 3: ประมาณค่าสัมประสิทธิ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

หากชุดตัวแปรในสมการที่ (4) มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (หรือมี Co-integration) ภายใต้การเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ก็จะนำชุดตัวแปรดังกล่าวมาพัฒนาเป็นแบบจำลองอุปสงค์ตามที่แสดงในสมการที่ (4) และประยุกต์ใช้แบบจำลอง TVP-LRM ในการศึกษา เนื่องจากเป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดเมื่อความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลา สถานการณ์ และนโยบาย หรือมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของอุปสงค์การท่องเที่ยว (Li, Song and Witt, 2006; Li et al., 2006; Song, Witt and Li, 2009; Untong et al., 2014) โดยแบบจำลอง TVP-LRM เป็นแบบจำลองที่แสดงอยู่ในรูปแบบ State Space (SS) และใช้ Kalman Filter Algorithm ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ (Song, Witt and Li, 2009; อัครพงศ์ อั้นทอง, 2556; Untong et al., 2014) ซึ่งจากสมการที่ (4) สามารถเขียนใหม่ให้อยู่ในรูปแบบ State Spaceได้ ดังนี้

$$\ln NTA_{ch,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ch,t} + \beta_2 \ln RPT_{ch,t} + \beta_3 \ln RPC_{ch,t} + \varepsilon_{ch,t} \quad ...(5ก)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \eta_{i,t}; \text{ i=1, 2, 3และ}$$

t = ช่วงปีที่ศึกษา ...(5ข)

จากสมการข้างต้น $\beta_{i,t}$ คือ เวกเตอร์ที่ไม่สามารถสังเกตได้ (Unobserved Vector) เรียกว่า State Vector ส่วน $\varepsilon_{ch,t}$ และ $\eta_{i,t}$ คือ ตัวรบกวนแบบ Gaussian (Gaussian Disturbances) ที่เป็นอิสระต่อกันและเป็นอิสระต่อกันในทุกช่วงเวลาตัวรบกวนทั้งสองมีลักษณะการแจกแจงแบบ $\varepsilon_{ch,t} \sim N(0, H_{ch,t})$ และ $\eta_{i,t} \sim N(0, Q_{i,t})$ ตามลำดับโดยเมตริกซ์ $H_{ch,t}$ และ $Q_{i,t}$ คือ ค่าความแปรปรวนที่เป็นค่าตั้งต้นซึ่งสมมติให้ทราบค่า สำหรับสมการที่ (5ก) คือ Observation equation ส่วนสมการที่ (5ข) คือ State Equation ที่สมมติให้ $\beta_{i,t}$ มีลักษณะ Multivariate Random Walk และมีลักษณะการแจกแจงแบบ $\beta_{i,t} \sim N(\tau_I, P_I)$ โดย $\beta_{i,t}$ และ τ_I สามารถประมาณค่าได้จากวิธี Maximum Likelihood Estimation (MLE) และ P_I คือ ค่าความแปรปรวนของ $\beta_{i,t}$ (อัครพงศ์ อั้นทอง, 2556)

การศึกษาที่ผ่านมามักนำเสนอค่าความยืดหยุ่นแบบจุด (Point Elasticity) และละเลยการนำเสนอข้อมูลความแปรปรวนของค่าความยืดหยุ่นที่ประมาณได้

บางครั้งค่าความยืดหยุ่นที่ประมาณได้อาจมีอคติ (Biased) หากความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองไม่ใช่เส้นตรง (Non-linear Function) และการใช้ข้อมูลจำนวนน้อยในการพัฒนาแบบจำลองทำให้ค่าความยืดหยุ่นที่ประมาณได้มักละเมิดข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับการแจกแจงแบบปกติ และขาดความน่าเชื่อถือ (Unreliable) (Song, Kim and Yang, 2010; อัครพงศ์ อั้นทอง, 2558) ดังนั้น Song, Kim and Yang (2010) จึงเสนอให้ประยุกต์ใช้ Bias-corrected Bootstrap ภายใต้ Bootstrapping Approach ประมาณค่าความยืดหยุ่นแบบช่วง (Interval Estimates) วิธีดังกล่าวยังเหมาะสมกับกรณีที่มีชุดตัวอย่างจำนวนน้อย ซึ่งไม่เพียงพอที่จะทำให้ตัวประมาณค่าที่ได้จากวิธี OLS มีคุณสมบัติสมมาตร (Asymptotic properties) และค่าส่วนที่เหลือ (Residue) จากสมการความสัมพันธ์ในระยะยาวมีลักษณะการแจกแจงแบบปกติ (Lynch, 2003)

นอกจากนี้ช่วงความเชื่อมั่น (Confidence Interval) ของค่าความยืดหยุ่นที่ได้จากการประมาณค่าแบบช่วง ยังทำให้ค่าความยืดหยุ่นที่ได้มีความเข้มแข็ง (Robust) ต่อความอคติที่เกิดจากการมีชุดตัวอย่างจำนวนน้อยและค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไม่ปกติ และให้ช่วงความเชื่อมั่นของค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ที่ถูกต้อง (Accurate) และน่าเชื่อถือ (Reliable) ซึ่งมีส่วนช่วยในการกำหนดระดับของความเชื่อมั่นของค่าความยืดหยุ่นที่เป็นประโยชน์ต่อการตัดสินใจเชิงนโยบายของผู้กำหนดนโยบาย โดยเฉพาะนโยบายที่เกี่ยวข้องกับราคา (Song, Kim and Yang, 2010; อัครพงศ์ อั้นทอง, 2558)

ดังนั้นบทความนี้จึงประยุกต์ใช้แบบจำลอง TVP-LRM ประมาณค่าความยืดหยุ่นในระยะยาวของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนทั้งนี้เพื่อให้ค่าความยืดหยุ่นที่ได้มีความเข้มแข็ง (Robust) ต่อความอคติที่เกิดจากการมีชุดตัวอย่างขนาดเล็กและค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไม่ปกติ รวมทั้งเพื่อเป็นประโยชน์ต่อการตัดสินใจเชิงนโยบาย จึงประยุกต์ใช้ Bias-corrected Bootstrap ประมาณช่วงของค่าความยืดหยุ่น ณ ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ร้อยละ 95 หลังจากได้ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์แล้ว ลำดับต่อมาจะนำค่าความยืดหยุ่นดังกล่าวมาประเมินความไม่มีเสถียรภาพโดยประยุกต์ใช้ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวน (Coefficient of Variation: COV) และดัชนีความไม่มีเสถียรภาพ (Instability Index: I) ในการวิเคราะห์

ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน

คนจีนเดินทางมาท่องเที่ยวไทยเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องนับตั้งแต่รัฐบาลจีนอนุญาตให้คนจีนเดินทางมาท่องเที่ยวประเทศไทยในปี พ.ศ. 2531 โดยเพิ่มขึ้นจาก 0.03 ล้านคน (มีส่วนแบ่งตลาดเพียงร้อยละ 0.79 ของตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติทั้งหมดของไทย) เป็น 7.93 ล้านคน ในปี พ.ศ. 2558 (สัดส่วนตลาดเพิ่มเป็นร้อยละ 26.55 ของตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติทั้งหมดของไทย)ภายใต้อัตราการขยายตัวเฉลี่ยร้อยละ 22.47 ต่อปี แม้ว่าในปี พ.ศ. 2557 สถานการณ์ท่องเที่ยวในประเทศไทยเผชิญกับเหตุการณ์ความไม่สงบภายในประเทศซึ่งเกิดจากการรัฐประหารและการประกาศกฎอัยการศึกที่ส่งผลต่อการทำประกันของนักท่องเที่ยวที่จะเดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทย โดยเฉพาะนักท่องเที่ยวกลุ่มกรุ๊ปทัวร์ แต่นักท่องเที่ยวชาวจีนปรับตัวลดลงเพียงร้อยละ 0.22 ซึ่งน้อยกว่าการลดลงของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติทั้งหมดของไทยที่ลดลงร้อยละ 6.66 สำหรับในปี พ.ศ. 2559 มีการคาดการณ์ว่าจะมีนักท่องเที่ยวชาวจีนเดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทยประมาณ 10 ล้านคน ซึ่งจากข้อมูลจำนวนเที่ยวบินและที่นั่ง (ไม่นับรวมเช่าเหมาลำ) ของสายการบินจากจีนมาไทยในปี พ.ศ. 2559 มีจำนวนถึง 49,455 เที่ยวบิน และ 9.28 ล้านที่นั่ง โดยขยายตัวเพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2558 ร้อยละ 80.20 และ 79.84 ตามลำดับ (การท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย, 2559) ดังนั้นจึงเป็นไปได้ว่าคนจีนจะเดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทยในปี พ.ศ. 2559 ประมาณ 10 ล้านคน ตามที่ได้คาดการณ์ไว้

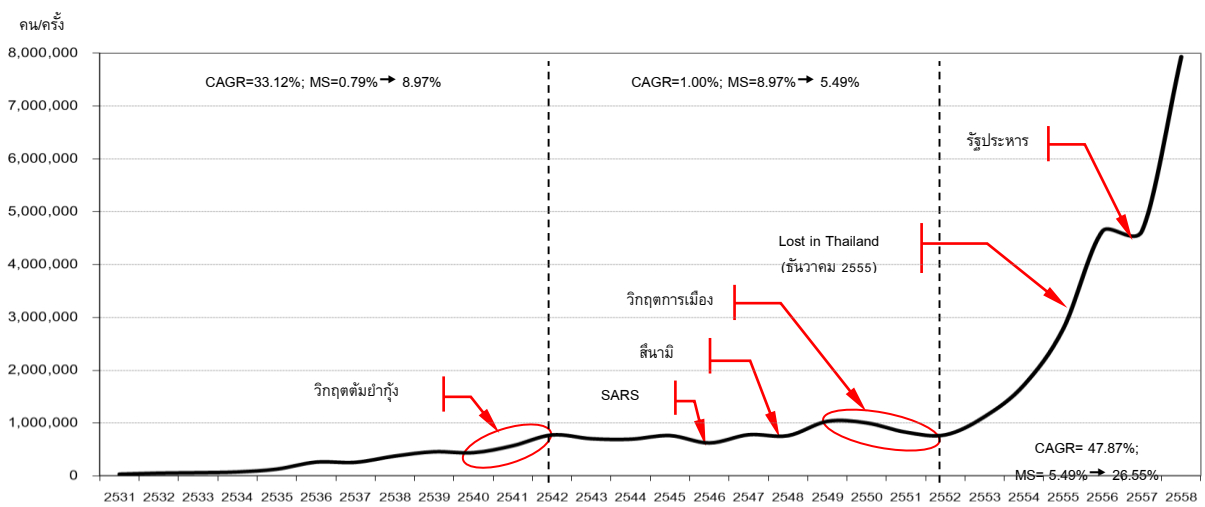
จากแนวโน้มการเติบโต ความแปรปรวน และส่วนแบ่งตลาดของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน ที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทยในช่วงปี พ.ศ. 2531-2558 สามารถแบ่งช่วงของวิวัฒนาการ การเติบโตของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนได้เป็น 3 ช่วง (ดูรายละเอียดในภาพที่ 1) ดังนี้

1) ช่วงปีพ.ศ. 2531-2542 เป็นช่วงที่ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนของไทยมีอัตราการขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องเฉลี่ยร้อยละ 33.12 ต่อปีโดยส่วนแบ่งตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องเช่นเดียวกัน จากส่วนแบ่งตลาดในปี พ.ศ. 2531 ที่มีเพียงร้อยละ 0.79 ของตลาดนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติทั้งหมดของไทย เป็นร้อยละ 8.97 ในปี พ.ศ. 2542 ทั้งนี้ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนในช่วงนี้มีการขยายตัวค่อนข้างสูง

อย่างต่อเนื่องก่อนที่จะชะลอตัวลงในช่วงหลังปี พ.ศ. 2542

2) ช่วงปี พ.ศ. 2543-2552 เป็นช่วงที่การขยายตัวของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนมีความผันผวน โดยมีการขยายตัวเฉลี่ยเพียงร้อยละ 1 ต่อปี ส่วนหนึ่งเป็นผลมาจากสถานการณ์วิกฤตที่เกิดขึ้นหลายเหตุการณ์ เช่น การระบาดของโรค SARS ในปี พ.ศ. 2546 ไข้หวัดนกในปี พ.ศ. 2547 เหตุการณ์ความวุ่นวายและวิกฤตทางการเมืองภายในประเทศไทยที่เกิดขึ้นเป็นระยะๆ ในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2549-2552 เป็นต้น สำหรับส่วนแบ่งตลาดของนักท่องเที่ยวชาวจีนในช่วงนี้ขยับตัวลดลงเล็กน้อยจากสัดส่วนร้อยละ 8.97 ในปี พ.ศ. 2542 เหลือร้อยละ 5.49 ในปี พ.ศ. 2552

3) ช่วงปีพ.ศ. 2553-2558 เป็นช่วงที่ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนมีการขยายตัวแบบก้าวกระโดดในลักษณะของการเหินขึ้นอย่างรวดเร็ว โดยมีอัตราการขยายตัวเฉลี่ยร้อยละ 47.87 ต่อปี (ในปี พ.ศ. 2558 ขยายตัวสูงถึงร้อยละ 71.15 เมื่อเทียบกับปี พ.ศ. 2557) ส่วนหนึ่งเป็นผลมาจากการขยายตัวของเศรษฐกิจจีนทำให้คนจีนมีกำลังซื้อและต้องการออกมาท่องเที่ยวต่างประเทศมากขึ้น การรับรู้ข้อมูลประเทศไทยผ่านละครและ/ภาพยนตร์ เช่น ภาพยนตร์ Lost in Thailand ที่ออกฉายในช่วงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 ได้ช่วยกระตุ้นให้เกิดกระแสการท่องเที่ยวเชียงใหม่ เป็นต้น การส่งเสริมตลาดที่มีประสิทธิภาพของการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย การขยายเที่ยวบินตรงเข้าสู่จังหวัดที่เป็นแหล่งท่องเที่ยวที่สำคัญของไทย อย่างเช่นภูเก็ต เชียงใหม่ กระบี่ เป็นต้น การขยายตัวดังกล่าวทำให้ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนมีความสำคัญต่อการท่องเที่ยวไทยมากขึ้น โดยมีส่วนแบ่งตลาดเพิ่มขึ้นจากร้อยละ 5.49 ในปี พ.ศ. 2552 เป็นร้อยละ 26.55 ในปีพ.ศ. 2558 หรือเพิ่มขึ้นเกือบ 5 เท่า ในช่วงเวลาเพียง 6 ปี



ภาพที่ 1 จำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยในปี พ.ศ. 2531-2558
หมายเหตุ: CAGR=Compound Annual Growth Rate, MS = Market Share
ที่มา: การท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย และกระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา (2559)

การขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนในช่วงหลังปี พ.ศ. 2552 มีส่วนช่วยกระตุ้นให้เกิดการขยายตัวของการจำนวนและที่นั่งของเที่ยวบินระหว่างไทยกับจีนซึ่งจากข้อมูลในตารางที่ 1 จะเห็นได้ว่า ในช่วงปี พ.ศ. 2552-2558 จำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนขยายตัวในอัตราที่สูงกว่าการขยายตัวของจำนวนที่นั่งของเที่ยวบิน แต่เป็นที่น่าสังเกตว่าจำนวนที่นั่งต่อเที่ยวบินกลับมีแนวโน้มลดลง และหากพิจารณาในช่วงปี พ.ศ. 2553-2556 พบว่า จำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนขยายตัวในอัตราเฉลี่ยประมาณร้อยละ 60 ต่อปี ซึ่งสูงกว่าการขยายตัวของจำนวนที่นั่งของเที่ยวบินประมาณร้อยละ 30 ต่อปี (หรือประมาณ 2 เท่า) จากการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Causality) ระหว่างจำนวนที่นั่งของเที่ยวบินกับจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนในช่วงปี พ.ศ. 2548-2558 ด้วยวิธี Granger Causality Test พบว่า การขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนเป็นสาเหตุให้มีการขยายตัวของจำนวนที่นั่งของเที่ยวบินจากจีนมาไทยอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (F-statistic = 10.73, p-value = 0.01)

ตารางที่ 1 เที่ยวบิน ที่นั่ง และจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทย

ปี พ.ศ.	เที่ยวบิน (Flights)		ที่นั่ง (Seats)		ที่นั่งต่อเที่ยวบิน	นักท่องเที่ยวชาวจีน	
	จำนวน (เที่ยว)	การขยายตัว (%)	จำนวน (ที่นั่ง)	การขยายตัว (%)		จำนวน (คน)	การขยายตัว (%)
2552	6,345	-13.07	1,459,703	-13.17	230.06	777,508	-3.73
2553	7,943	25.19	1,819,092	24.62	229.02	1,122,219	44.34
2554	10,153	27.82	2,165,706	19.05	213.31	1,760,564	56.88
2555	12,642	24.51	2,688,331	24.13	212.65	2,789,345	58.43
2556	20,537	62.45	4,049,592	50.64	197.19	4,637,335	66.25
2557	25,472	24.03	4,725,561	16.79	185.69	4,636,298	-0.22
2558	27,444	7.74	5,156,070	9.09	188.02	7,934,791	71.15
CAGR (%)	**27.64**	**-**	**23.42**	**-**	**-3.31**	**47.18**	**-**

หมายเหตุ: CAGR=Compound Annual Growth Rate
ที่มา: การท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย (2559)

หากพิจารณารายรับจากนักท่องเที่ยวชาวจีน พบว่า ประเทศไทยได้รับรายรับจากการท่องเที่ยวของคนจีนเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องจาก 0.23 แสนล้านบาท ในปี พ.ศ. 2552 (หรือมีสัดส่วนร้อยละ 4.54 ของรายรับทั้งหมดจากนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติของไทย) เป็น 3.76 แสนล้านบาท ในปี พ.ศ. 2558 (หรือมีสัดส่วนร้อยละ 25.98 ของรายรับทั้งหมดจากนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติของไทย)โดยรายรับจากนักท่องเที่ยวชาวจีนมีการขยายตัวสูงกว่าการขยายตัวของรายรับจากนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติทั้งหมดของไทยถึง 3 เท่า และมีการขยายตัวสูงกว่าการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนประมาณร้อยละ 10 (ดูรายละเอียดในตารางที่ 2)

ตารางที่ 2 จำนวนและรายรับจากนักท่องเที่ยวจีนในช่วงปี พ.ศ. 2552-2558

ปี พ.ศ.	จำนวน (หน่วย: คน)			รายรับ (หน่วย: ล้านบาท)		
	นักท่องเที่ยวชาวจีน	นักท่องเที่ยวชาวต่างชาติทั้งหมด	สัดส่วน (ร้อยละ)	นักท่องเที่ยวชาวจีน	นักท่องเที่ยวชาวต่างชาติทั้งหมด	สัดส่วน (ร้อยละ)
2552	777,508	14,149,841	5.49	23,148	510,255	4.54
2553	1,122,219	15,936,400	7.04	34,367	592,794	5.80
2554	1,721,247	19,230,470	8.95	58,002	776,217	7.47
2555	2,789,345	22,353,903	12.48	105,944	983,928	10.77
2556	4,705,173	26,735,583	17.60	188,913	1,207,146	15.65
2557	4,636,298	24,809,683	18.69	199,899	1,172,798	17.04
2558	7,934,791	29,881,091	26.55	376,001	1,447,158	25.98
CARG (%)	**47.28**	**13.27**	**-**	**59.14**	**18.97**	**-**

หมายเหตุ: CAGR=Compound Annual Growth Rate
ที่มา: กระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา (2559)

ข้อมูลในตารางที่ 2 แสดงให้เห็นว่า นักท่องเที่ยวชาวจีนที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทยในช่วงหลังปี พ.ศ. 2552 มีการใช้จ่ายเฉลี่ยต่อทริปเพิ่มขึ้นซึ่งสอดคล้องกับข้อมูลที่รายงานโดยการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทยว่า ในปี พ.ศ. 2557 นักท่องเที่ยวชาวจีนใช้จ่ายเพื่อการท่องเที่ยวในประเทศไทยเฉลี่ยประมาณ 5,497 บาทต่อวันต่อคนโดยมีวันพักเฉลี่ยประมาณ 8 วัน เพิ่มขึ้นจากปี พ.ศ. 2552 ร้อยละ 26.31 และ 20.86 ตามลำดับ การเพิ่มขึ้นของจำนวนและการใช้จ่ายเฉลี่ยต่อวันต่อคนรวมทั้งจำนวนวันพักเฉลี่ย ส่งผลให้สัดส่วนรายรับจากนักท่องเที่ยวชาวจีนเพิ่มขึ้นจากร้อยละ 4.54 ในปี พ.ศ. 2552 เป็นร้อยละ 25.98 ในปี พ.ศ. 2558 โดยในปี พ.ศ.

2558 ประเทศไทยมีรายรับจากการท่องเที่ยวของคนจีนสูงถึง 3.76 แสนล้านบาท เพิ่มจากปี พ.ศ. 2557 ร้อยละ 88.10

ผลการวิจัย

ผลการทดสอบความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้พัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนด้วยวิธี Perron Unit Root Test ที่แสดงในตารางที่ 3 พบว่า ตัวแปรทั้งหมดที่แสดงในสมการที่ (4) มีคุณสมบัติคงที่ที่ I (1) ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (ดูสรุปผลการทดสอบในแถวนอนสุดท้ายของตารางที่ 3) แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาใช้ทั้งหมดมีคุณสมบัติไม่คงที่ (Non-stationary) ดังนั้นการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองด้วยวิธี OLS อาจทำให้เกิด Spurious Regressions นอกจากนี้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาใช้ยังมี Breakpoint ที่แตกต่างกัน

จากผลการทดสอบสรุปได้ว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาใช้ทั้งหมดไม่มีคุณสมบัติคงที่ที่ I(0) และมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในชุดข้อมูลที่แตกต่างกัน ดังนั้นอาจมีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (Structural Break) ความสัมพันธ์ในแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน

ตารางที่ 3 ผลการทดสอบความคงที่ของตัวแปรในแบบจำลอง

รายการ	ตัวแปร				ค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญที่		
	lnNTA	lnY	lnRPT	lnRPC	1%	5%	10%
At level							
- Constant	-2.722	-3.913	-3.105	-2.685	-5.92	-5.20	-4.92
- Trend	-2.348	-2.608	-3.728	-4.423	-5.45	-4.83	-4.48
- Both	-2.349	-4.611	-3.565	-5.138	-6.32	5.59	-5.29
- Lag length	0	0	0	0			
At 1st difference							
- Constant	-6.073	-3.611	-7.385	-8.639	-5.92	-5.23	-4.92
- Trend	-5.690	-4.953	-7.146	-8.452	-5.45	-4.83	-4.48
- Both	-5.929	-5.783	-9.102	-13.663	-6.32	-5.59	-5.29
- Lag length	0	0	0	0			
Breakpoint	2552	2550	2552	2547	-		
Stationary at	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)			

หมายเหตุ: ทดสอบด้วยวิธี Perron Unit Root Test
ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ Co-integration ด้วยวิธี Gregory-Hansen Test ที่แสดงในแถวนอนสุดท้ายของตารางที่ 4 พบว่า ตัวแปรในแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และมีการเปลี่ยนแปลงของค่าคงที่ (C) โดยมี Breakpoint ณ ปี พ.ศ. 2554 (ค.ศ. 2011) ขณะที่ผลการทดสอบ Chow-test ให้ผลลัพธ์ที่สอดคล้องกันว่า มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในแบบจำลองดังกล่าวอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 โดยมี Breakpoint ในปี พ.ศ. 2554 เช่นเดียวกัน

ตารางที่ 4 เป็นผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้ (ε_Y) ต่อราคาการท่องเที่ยวไทย (ε_{RPT}) และต่อราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งหรือความยืดหยุ่นไขว้(ε_{RPC}) ที่ได้จากแบบจำลอง TVP-LRM with Bias-Correction Bootstrap โดยค่าความยืดหยุ่นที่เสนอมีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 สำหรับค่าสถิติในคอลัมน์ Wald Test เป็นค่าสถิติสำหรับทดสอบสมมติฐานว่าค่าความยืดหยุ่นแต่ประเภทมีค่ามาก ($\varepsilon > 1$) หรือน้อย ($\varepsilon < 1$) (H_0: $|\varepsilon| = 1$) ซึ่งผลการทดสอบพบว่า ค่าความยืดหยุ่นที่ประมาณค่าได้มีค่ามาก (ปฏิเสธ

สมมติฐานหลัก แสดงว่า ค่าความยืดหยุ่นที่ประมาณค่าได้มีค่าแตกต่างจาก 1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ส่วนค่าสถิติ Variance Inflation Factors (VIF) มีค่าต่ำกว่า 5.0 หมายความว่า ความสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระทั้งสามตัวแปรไม่ได้ทำให้เกิดปัญหา Multicollinearity[3] ส่วนสองคอลัมน์สุดท้าย คือ ช่วงของค่าความยืดหยุ่น ณ ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ร้อยละ 95 ซึ่งได้จากการประมาณค่าด้วยวิธี Bias-corrected Bootstrap

ผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นที่แสดงในตารางที่ 4 พบว่า ค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้มีค่าเป็นบวกและมากกว่า 1 ($\varepsilon_Y > 1$) แสดงว่า การท่องเที่ยวไทยเป็นสินค้าฟุ่มเฟือย (Luxury Goods) สำหรับตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนสอดคล้องกับงานศึกษาของ Chaiboonsri et al. (2010) อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด (2554) Untong et al. (2014) Untong et al. (2015) โดยมีค่าความยืดหยุ่นของรายได้ประมาณ 1.59 หมายความว่า การขยายตัวของเศรษฐกิจจีนในช่วงเกือบสามทศวรรษที่ผ่านมา มีส่วนช่วยกระตุ้นให้เกิดการขยายตัวของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนในประเทศไทย โดยการขยายตัวของเศรษฐกิจจีนเพียงร้อยละ 1 จะมีส่วนช่วยกระตุ้นให้คนจีนเดินทางออกมาท่องเที่ยวไทยเพิ่มขึ้นประมาณร้อยละ 1.59 ดังนั้นจากการประมาณการของ IMF (2016) ที่คาดการณ์ว่าเศรษฐกิจจีนยังคงขยายตัวอย่างต่อเนื่องในอัตราประมาณร้อยละ 6 จนถึงปี พ.ศ. 2563 (ค.ศ. 2020) จะยังคงทำให้ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนของไทยขยายตัวเพิ่มขึ้น ภายใต้ข้อสมมติที่ว่า ไม่มีการส่งเสริมตลาดนักท่องเที่ยวและไม่เกิดสถานการณ์วิกฤตหรือนโยบายที่ทำให้คนจีนยกเลิกการเดินทางออกมาท่องเที่ยวไทย ทั้งนี้หากเศรษฐกิจจีนยังคงเติบโตอย่างต่อเนื่อง อัตราการเพิ่มขึ้นของนักท่องเที่ยวชาวจีนที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยก็จะขยายตัวสูงกว่าการขยายตัวเศรษฐกิจจีน ดังนั้นอุปสงค์ของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนจึงไม่ใช่ปัญหาสำหรับไทย

สำหรับค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทย (ε_{RPT}) มีค่าเป็นลบและมากกว่า 1 (มีค่าประมาณ -1.61) แสดงว่า ตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนตอบสนองต่อราคาการท่องเที่ยวไทยมาก ($|\varepsilon_{RPT}| > 1$) ส่วนค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวของคู่แข่งหรือความยืดหยุ่นไขว้ (ε_{RPC}) มีค่าเป็นบวกและมากกว่า 1 (มีค่าประมาณ 1.91) ซึ่งจากการทดสอบสมมติฐานว่าค่าความยืดหยุ่นทั้งสองมีค่าเท่ากัน ($H0: \varepsilon_{RPT} = \varepsilon_{RPC}$) ด้วย Satterthwaite-Welcht-test[4] พบว่า ค่าสถิติ t ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญที่ 0.05 (t-statistic Value = -7.038, d.f. = 52.716, p-value = 0.000) จึงปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ค่าความยืดหยุ่นทั้งสองมีค่าเท่ากัน ผลการทดสอบดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า ความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยมีค่าน้อยกว่าความยืดหยุ่นไขว้ หรือนักท่องเที่ยวชาวจีนตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงราคาการท่องเที่ยวไทยน้อยกว่าการเปลี่ยนแปลงราคาของคู่แข่ง ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงราคาการท่องเที่ยวไทยจึงมีอิทธิพลน้อยกว่าการเปลี่ยนแปลงราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งที่สำคัญของไทยอย่าง ฮ่องกง เกาหลีใต้ และญี่ปุ่น

ผลลัพธ์จากการทดสอบความแตกต่างของค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยและคู่แข่ง แสดงให้เห็นว่า การท่องเที่ยวในประเทศไทยของคนจีนมีค่าครองชีพ (หรือราคา) ต่ำกว่าประเทศคู่แข่งที่สำคัญ หรืออาจกล่าวได้ว่า สำหรับคนจีนการเดินทางมาท่องเที่ยวไทยถูกกว่าการเดินไปท่องเที่ยวในประเทศคู่แข่งอย่างฮ่องกง เกาหลีใต้ และญี่ปุ่น ดังนั้นการลดราคา (หรือการใช้นโยบายการแข่งขันด้วยราคา) ของประเทศคู่แข่งจึงมีผลในการดึงดูดนักท่องเที่ยวชาวจีนมากกว่าการลดราคาการท่องเที่ยวของไทย หรืออาจกล่าวได้ว่า นโยบายการแข่งขันด้วยราคาของไทยมีอำนาจในการดึงดูดนักท่องเที่ยวชาวจีนน้อยกว่าประเทศคู่แข่ง ดังนั้นไทยจึงไม่ควรใช้นโยบายการแข่งขันด้วยราคาในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน แต่ควรหันไปใช้นโยบายที่จะสร้างความพึงพอใจและ/ประสบการณ์ความประทับใจให้กับนักท่องเที่ยวชาวจีนที่ส่วนใหญ่ยังเป็นกลุ่ม First Visit เกือบร้อยละ 60 ของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนทั้งหมดในปี พ.ศ. 2557 ให้กลับมาท่องเที่ยวในประเทศไทยซ้ำ รวมทั้งเน้นตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนที่มีคุณภาพให้มากขึ้น

---

[3] ตัวแปรอิสระในแบบจำลองมีความสัมพันธ์จนค่า VIF มากกว่า 5.0 จะทำให้แบบจำลองเผชิญกับปัญหา Multicollinearity (Gujarati:2003; Studenmund, 2006; อัครพงศ์ อั่นทอง, 2555)

[4] เป็นค่าสถิติ t ที่ใช้ทดสอบในกรณีที่ชุดตัวอย่างทั้งสองชุดมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ซึ่งจากการทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนของค่าความยืดหยุ่นทั้งสองตัวด้วยสถิติ F(ANOVA F-test) พบว่า ค่าความยืดหยุ่นทั้งสองมีค่าความแปรปรวนแตกต่างกัน ณ ระดับนัยสำคัญที่ 0.05(F-statistic = 49.527, d.f. = (1, 54), p-value = 0.000)

ตารางที่ 4 ผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว

ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวต่อ	ค่าความยืดหยุ่น	Wald test (H_0: $\|\varepsilon\| = 1$)	Variance inflation factors (VIF)	Bias-corrected 95% confidence intervals	
				Lower bound	Upper bound
รายได้ (ε_Y)	1.585***	7.367	1.316	1.336	1.764
ราคาการท่องเที่ยวไทย (ε_{RPT})	-1.611**	-2.203	1.657	-3.300	-0.446
ราคาการท่องเที่ยวของคู่แข่ง (ε_{RPC})	1.907***	3.153	1.352	0.995	2.476
Log likelihood = -33.073	Akaike information criterion = 2.505		Chow-test (2011) = 10.428***		
Gregory-Hansentest = -7.06***	Change in level at the 1% level of significance, Breakpoint at 2011				

หมายเหตุ: ***, ** และ * แสดงระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01, 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ

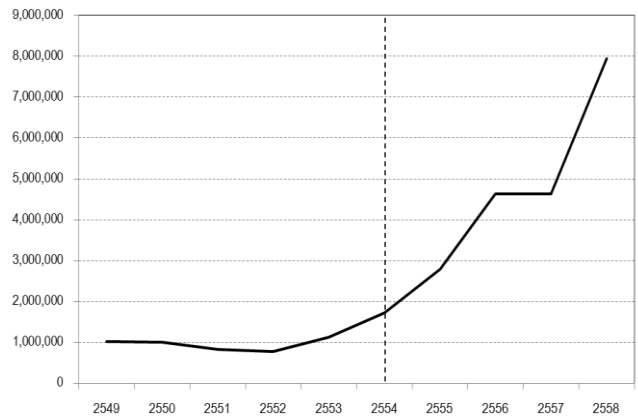
ค่าวิกฤตของ Gregory-Hansen กรณี Change in level ที่ 0.01=-5.77, 0.05=-5.28 และ 0.10=-5.02

ที่มา: จากการคำนวณ

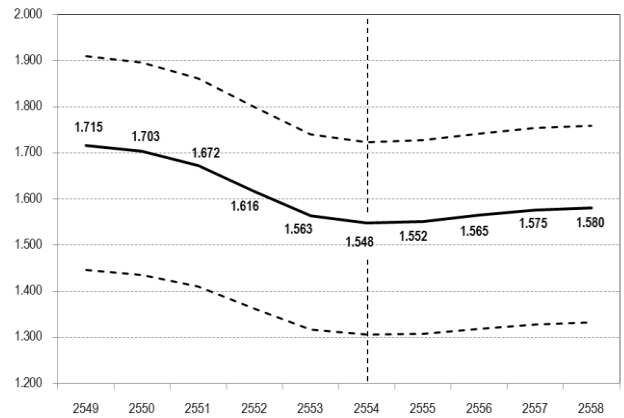
เมื่อพิจารณาพลวัตของค่าความยืดหยุ่นที่ได้จากแบบจำลอง TVP-LRM ในช่วง 10 ปีที่ผ่านมา (พ.ศ. 2549-2558) พบว่า ก่อนปี พ.ศ. 2555 ค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้มีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง ก่อนปรับตัวเพิ่มขึ้นตั้งแต่ปี พ.ศ. 2555 จนถึงปี พ.ศ. 2558 ซึ่งสอดคล้องกับการขยายตัวของเศรษฐกิจจีนที่เริ่มชะลอในช่วงตั้งแต่ปี พ.ศ. 2555 โดยอัตราการขยายตัวของเศรษฐกิจจีนชะลอตัวจากร้อยละ 9.46 ในปี พ.ศ. 2554 เหลือร้อยละ 7.70 ในปี พ.ศ. 2555 และเหลือร้อยละ 6.90 ในปี พ.ศ. 2558 (IMF, 2016) ขณะที่การขยายตัวของนักท่องเที่ยวชาวจีนในปี พ.ศ. 2555 เพิ่มขึ้นประมาณร้อยละ 60 ต่อเนื่องจนถึงปี พ.ศ. 2556 ก่อนปรับตัวลดลงเล็กน้อยจากปัญหาภายในประเทศไทยในปี พ.ศ. 2557 และกลับมาขยายตัวในอัตราร้อยละ 71 ในปี พ.ศ. 2558 จากแนวโน้มการเปลี่ยนแปลงของค่าความยืดหยุ่นของรายได้ แสดงให้เห็นว่า ในช่วงก่อนปี พ.ศ. 2555 ความเป็นสินค้าฟุ่มเฟือยของการท่องเที่ยวไทยในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่องก่อนปรับตัวเพิ่มขึ้นในช่วงปี พ.ศ. 2555-2558 (ดูรายละเอียดในภาพที่ 2 ก)

ส่วนแนวโน้มการเคลื่อนไหวของค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยและคู่แข่งที่แทนด้วยอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงที่แสดงในภาพที่ 2ค และ 2ง พบว่า ก่อนปี พ.ศ. 2555 ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยและคู่แข่งมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง หมายความว่า ในช่วงก่อนปี พ.ศ. 2555 ไทยสูญเสียความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง ขณะที่คู่แข่ง (ได้แก่ ฮ่องกง เกาหลีใต้ และญี่ปุ่น) มีอำนาจหรือมีความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาเพิ่มมากขึ้นอย่างไรก็ตาม ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2555 เป็นต้นมา พบว่า ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยและคู่แข่งมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง หรืออาจกล่าวได้ว่าการท่องเที่ยวไทยมีความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนเพิ่มขึ้น ขณะที่คู่แข่งมีอำนาจหรือมีความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาลดลง ส่วนหนึ่งมาจากการที่อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างไทยกับจีนมีค่าอ่อนลงอย่างต่อเนื่องตั้งแต่ปี พ.ศ. 2555 จนถึงปี พ.ศ. 2558 (IMF, 2016)

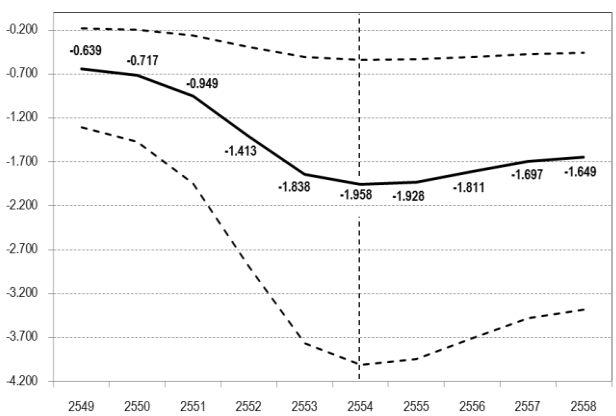
จากผลการศึกษาข้างต้นจะเห็นได้ว่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวมีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาซึ่งอาจเป็นผลมาจากการเปลี่ยนแปลงนโยบาย สถานการณ์ หรือเหตุการณ์วิกฤต ดังนั้นการพิจารณาเฉพาะค่าความยืดหยุ่นแบบจุดที่เป็นค่ากลางเพียงค่าเดียวอาจทำให้เกิดความเข้าใจผิดได้อย่างเช่นในกรณีของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนที่ผลลัพธ์จากการพิจารณาค่ากลางของความยืดหยุ่นทำให้เข้าใจว่า การท่องเที่ยวไทยเป็นสินค้าฟุ่มเฟือย และไทยมีความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาน้อยกว่าคู่แข่ง ขณะที่การวิเคราะห์แนวโน้มการเคลื่อนไหวของค่าความยืดหยุ่นให้ข้อมูลเพิ่มเติมว่า ในช่วงก่อนปี พ.ศ. 2555 ความเป็นสินค้าฟุ่มเฟือยของการท่องเที่ยวไทยในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนมีแนวโน้มลดลงก่อนที่จะปรับตัวเพิ่มขึ้นตั้งแต่ปี พ.ศ. 2555 ขณะเดียวกันไทยก็มีความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนเพิ่มขึ้นด้วย



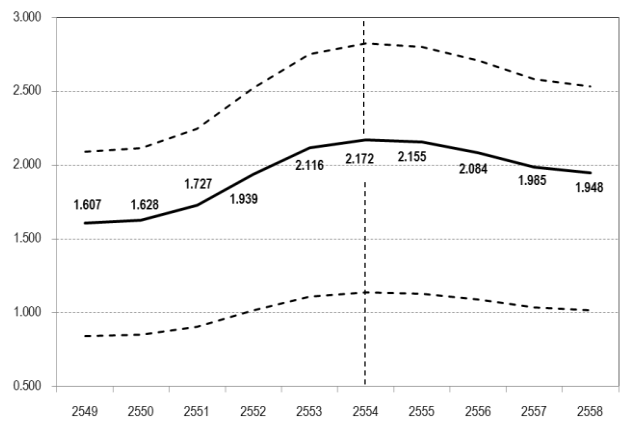
ก. จำนวนนักท่องเที่ยวจีน (หน่วย: คน)



ข. ค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้



ค. ค่าความยืดหยุ่นต่อราคา



ง. ค่าความยืดหยุ่นไขว้ (ราคาคู่แข่ง)

ภาพที่ 2 พลวัตความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน
ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 5 ดัชนีความไม่มีเสถียรภาพของค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน

ค่าความยืดหยุ่นต่อ	พ.ศ. 2532-2542			พ.ศ. 2543-2552			พ.ศ. 2553-2558		
	COV	I_{ABD}	I_{SQD}	COV	I_{ABD}	I_{SQD}	COV	I_{ABD}	I_{SQD}
รายได้ (ε_Y)	20.81	17.38	21.18	3.40	9.19	9.74	0.79	1.34	1.52
ราคาการท่องเที่ยวไทย (ε_{RPT})	-195.19	162.42	202.27	-22.47	63.71	67.18	-7.62	12.58	14.37
ราคาการท่องเที่ยวของคู่แข่ง (ε_{RPC})	151.66	115.55	151.71	6.39	14.73	15.65	4.80	8.90	9.92
จำนวนนักท่องเที่ยวจีน	74.60	97.53	112.00	16.26	37.24	43.28	65.43	28.23	34.10

หมายเหตุ: COV = Coefficient of Variation; $I_{ABD} = \frac{\sum_{t=1}^{T}\left|\frac{\varepsilon_t - \hat{\varepsilon}_t}{\hat{\varepsilon}_t}\right|}{T} * 100$; $I_{SQD} = \frac{\sum_{t=1}^{T}\left(\frac{\varepsilon_t - \hat{\varepsilon}_t}{\hat{\varepsilon}_t}\right)^2}{T} * 100$

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 6 ความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีความไม่มีเสถียรภาพของค่าความยืดหยุ่นกับจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน

คู่ความสัมพันธ์	ช่วง ปี พ.ศ. 2532-2542		ช่วง ปี พ.ศ. 2543-2552		ช่วง ปี พ.ศ. 2553-2558	
	I_{ABD}	I_{SQD}	I_{ABD}	I_{SQD}	I_{ABD}	I_{SQD}
ความยืดหยุ่นต่อรายได้ & จำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน	-0.523	-0.438	-0.374	-0.221	0.504	0.419
ความยืดหยุ่นต่อราคา & จำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน	-0.245	-0.317	-0.448	-0.326	0.527	0.467
ความยืดหยุ่นไขว้ & จำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน	-0.583	-0.539	-0.622	-0.579	0.559	0.562

หมายเหตุ: COV = Coefficient of Variation; $I_{ABD} = \frac{\sum_{t=1}^{T}\left|\frac{\varepsilon_t - \hat{\varepsilon}_t}{\hat{\varepsilon}_t}\right|}{T} * 100$; $I_{SQD} = \frac{\sum_{t=1}^{T}\left(\frac{\varepsilon_t - \hat{\varepsilon}_t}{\hat{\varepsilon}_t}\right)^2}{T} * 100$

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 5 เป็นผลการคำนวณค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวน (Coefficient of Variation: COV) และดัชนีความไม่มีเสถียรภาพ (Instability index: I) ของค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน[5] พบว่า ในช่วงเกือบสามทศวรรษที่ผ่านมาค่าความยืดหยุ่นดังกล่าวมีเสถียรภาพมากขึ้น โดยตัวชี้วัดความไม่มีเสถียรภาพทั้งสามตัวมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่องตลอดช่วงปี พ.ศ. 2532-2558 ทั้งนี้เมื่อพิจารณาเปรียบเทียบความไม่มีเสถียรภาพของทั้งสามค่าความยืดหยุ่น พบว่า ความยืดหยุ่นต่อรายได้มีเสถียรภาพมากที่สุด รองลงมาได้แก่ความยืดหยุ่นไขว้ ส่วนความยืดหยุ่นต่อราคามีเสถียรภาพน้อยที่สุด

อย่างไรก็ตาม หากเปรียบเทียบกับการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน พบว่า ค่าความยืดหยุ่นทั้งสามมีเสถียรภาพมากกว่าการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน

นอกจากนี้ผลการวิเคราะห์ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์[6] ที่แสดงในตารางที่ 6 พบว่า ในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2532-2552 ความยืดหยุ่นทั้งสามมีบทบาทในการรักษาเสถียรภาพ (Stabilizing Role)

การขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ต่อมาในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2553-2558 ความยืดหยุ่นทั้งสามกลับไม่มีบทบาทในการรักษาเสถียรภาพ (Destabilizing Role) การขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ซึ่งอาจเป็นไปได้ว่า การขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนในช่วงดังกล่าวได้รับอิทธิพลจากปัจจัยอื่นๆ มากกว่าปัจจัยด้านรายได้และราคา อย่างเช่น ปัจจัยด้านสิ่งกระตุ้นทางการตลาด การเปิดเส้นทางบินตรงระหว่างเมืองสำคัญของจีนกับไทย ความสมบูรณ์ของข้อมูลข่าวสารด้านการท่องเที่ยวไทยที่จัดการโดยภาคเอกชนของจีน

สรุปผลการวิจัย และข้อเสนอแนะ

บทความนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์การเปลี่ยนแปลงและตรวจสอบเสถียรภาพความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน โดยประยุกต์ใช้ Long-run Static Model of Time Varying Parameter (TVP-LRM) พิจารณา พลวัตความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว และใช้ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรปรวน (Coefficient of Variation: COV) และดัชนีความไม่มีเสถียรภาพ (Instability Index: I) ตรวจสอบเสถียรภาพความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว ผลลัพธ์ที่ได้ทำให้เข้าใจตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนในภาพรวมมากขึ้น ซึ่งจะนำมาสู่การวางนโยบายที่ถูกต้องสำหรับการบริหารจัดการตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน รวมทั้งนโยบายการเสริมสร้างความสามารถในการแข่งขัน

[5] ค่า COV และ I แสดงถึง ความไม่เสถียรภาพ โดยค่า COV และ I ที่สูงกว่า แสดงถึง ความไม่มีเสถียรภาพมากกว่าค่าน้อยที่กว่า

[6] ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ที่เป็นบวก หมายถึง ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวไม่มีบทบาทในการรักษาเสถียรภาพ (Destabilizing role) การขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน ส่วนค่าที่เป็นค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ที่เป็นลบหมายถึง ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวมีบทบาทในการรักษาเสถียรภาพ (Stabilizing role) การขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน

ด้านการท่องเที่ยวของไทยในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนในอนาคต

ผลการศึกษา พบว่า การขยายตัวของเศรษฐกิจจีนในช่วงเกือบสามทศวรรษที่ผ่านมาช่วยกระตุ้นให้เกิดการขยายตัวของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนในประเทศไทย ส่วนราคาการท่องเที่ยวไทยมีอิทธิพลน้อยกว่าราคาการท่องเที่ยวของประเทศคู่แข่งที่สำคัญอย่าง ฮ่องกง เกาหลีใต้ และญี่ปุ่น ทำให้ไทยไม่สามารถใช้นโยบายราคาในการแข่งขันได้อย่างมีประสิทธิภาพ

สำหรับผลลัพธ์จากแบบจำลอง TVM-LRM แสดงให้เห็นว่า ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวเปลี่ยนแปลงตามเวลาโดยใน ช่วงก่อนปี พ.ศ. 2555 ความยืดหยุ่นต่อรายได้และราคาของการท่องเที่ยวไทยมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง หรืออาจกล่าวได้ว่าไทยสูญเสียความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนอย่างไรก็ตาม หลังปี พ.ศ. 2555 ความยืดหยุ่นต่อรายได้มีแนวโน้มดีขึ้น และไทยเริ่มมีความได้เปรียบในการแข่งขันด้านราคาเพิ่มขึ้น เช่นเดียวกันจากผลการศึกษายังแสดงให้เห็นว่า การพิจารณาเฉพาะค่าความยืดหยุ่นแบบจุดที่เป็นค่ากลางเพียงค่าเดียวอาจทำให้เกิดความเข้าใจผิดได้

ส่วนการตรวจสอบเสถียรภาพความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวในตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีน พบว่า ในช่วงเกือบสามทศวรรษที่ผ่านมาความยืดหยุ่นดังกล่าวมีเสถียรภาพมากขึ้น โดยความยืดหยุ่นต่อรายได้มีเสถียรภาพมากที่สุด รองลงมาได้แก่ความยืดหยุ่นไขว้ ส่วนความยืดหยุ่นต่อราคามีเสถียรภาพน้อยที่สุด นอกจากนี้ในการศึกษายังพบว่าในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2532-2552 ความยืดหยุ่นทั้งสามมีบทบาทในการรักษาเสถียรภาพการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนแต่ต่อมาในช่วงปี พ.ศ. 2553-2558 ความยืดหยุ่นทั้งสามกลับไม่มีบทบาทในการรักษาเสถียรภาพการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนในไทย

จากผลการศึกษาสามารถกล่าวได้ว่า อุปสงค์ของตลาดนักท่องเที่ยวชาวจีนไม่ใช่ปัญหาสำหรับการท่องเที่ยวไทย แต่เป็นการจัดการทางด้านอุปทานเพื่อรองรับกับจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีนที่เติบโตตามการขยายตัวของเศรษฐกิจจีน นอกจากนี้ไทยไม่ควรใช้นโยบายราคาในการแข่งขัน และรักษาเสถียรภาพการขยายตัวของจำนวนนักท่องเที่ยวชาวจีน

เอกสารอ้างอิง

มิ่งสรรพ์ ขาวสอาด และอัครพงศ์ อั้นทอง. (2557). *ปริทัศน์สถานภาพความรู้เศรษฐกิจท่องเที่ยวของประเทศไทย.* กรุงเทพฯ: สำนักงานคณะกรรมการวิจัยแห่งชาติ.

อัครพงศ์ อั้นทอง. (2556). *เศรษฐมิติว่าด้วยการท่องเที่ยว.* เชียงใหม่: ล๊อคอินดีไซน์เวิร์ค.

อัครพงศ์ อั้นทอง. (2558). ความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของนักท่องเที่ยวอาเซียน. *วารสารเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, 22*(2), 77-101.

อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด. (2554). การวิเคราะห์อุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว. *วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์, 29*(2), 1-34.

อัครพงศ์ อั้นทอง และมิ่งสรรพ์ ขาวสอาด. (2558). ความได้เปรียบในการแข่งขันด้านการท่องเที่ยวของอาเซียนในตลาดนักท่องเที่ยวจีน. *วารสารเศรษฐศาสตร์และกลยุทธ์การจัดการคณะเศรษฐศาสตร์ ศรีราชา มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ วิทยาเขตศรีราชา, 2*(2), 65-79.

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, NY: Oxford University Press.

Chaiboonsri, C., Siroonjit, J., Sriwichailamphan, T., Chaitip, P., & Srioonchitta, S. (2010). A panel cointegration analysis: An application to international tourism demand of Thailand. *Annals of the University of Petrosani: Economics, 10*(3), 69–86.

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

Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series* (2nd ed.). New York, NY: 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.

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.

Habibi, F., & Rahim, K. A. (2009). A bound test approach to cointegration of tourism demand. *American Journal of Economics and Business Administration, 1*(2) , 165-172.

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

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

Lynch, S. M. (2003). *Alternative Estimation Strategies*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

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

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

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

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

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, NY: Routledge.

Syriopoulos, T. C. (1995). A dynamic of demand for Mediterranean tourism. *International Review of Applied Economics, 9*(3), 318-336.

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

Untong, A., Ramos, V., Kaosa-ard, M., & Rey-Maquieira, J. (2015). Tourism demand analysis of Chinese arrivals in Thailand. *Tourism Economics, 21*(6), 1221-1234.

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.