

การวิเคราะห์อุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว^{*} (An Analysis of Thailand's Long-run Tourism Demand)

อัครพงศ์ อ้นทอง¹
มิ่งสรรพ ขาวสอาด²

Abstract

This paper aims to estimate Thailand's long-run tourism elasticity of demand by applying dynamic ordinary least squares (DOLS) and long-run static model of time varying parameter (TVP-LRM) is used to study the structural change of Thailand's tourism demand which may have been induced by the change in the exchange rate policy in 1997. The study also analysis the difference demand elasticity between high and low tourist seasons, and the difference in demand that developed from annual and monthly data during the same period are compared. The results show that, there are a range of demand elasticity in each origin market. However, the Thailand's tourism is a luxury goods for the major markets and own price elasticity is more than one, and lower than cross price elasticity. The change in the exchange rate policy in 1997 caused changes in the structural tourism demand for most of the countries except South Korea and U.S.A. Meanwhile, tourism seasonality and the use of higher frequency data do not affect the size of the elasticity. This result reveals that price setting strategy should be different in the different foreign tourist markets. Information about price changes in other competitors need to be considered as the change in price of substitutes has

* บทความนี้เป็นส่วนหนึ่งของ “โครงการท่องเที่ยวไทย: จากนโยบายสู่รากหญ้า” ได้รับการสนับสนุนจากสำนักงานกองทุนสนับสนุนการวิจัย (สกว.) ภายใต้ทุนส่งเสริมกลุ่มวิจัย (เมธีวิจัยอาวุโส สกว.)

¹ นักวิจัยประจำสถาบันศึกษานโยบายสาธารณะ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

² ศาสตราจารย์ประจำคณะเศรษฐศาสตร์ และผู้อำนวยการสถาบันศึกษานโยบายสาธารณะ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่

more effect Thailand's price. Moreover, the different price strategy in different tourism seasonality did not seem to be effective in create more tourism demand.

Keywords: Thailand's Long-run Tourism Demand, Structural Change in Tourism Demand, Seasonal of Tourism and Demand Elasticity

บทคัดย่อ

บทความนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อประมาณค่าอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว โดยประยุกต์ใช้วิธี Dynamic ordinary least squares (DOLS) ประมาณค่าความยืดหยุ่นในระยะยาว และแบบจำลอง long-run static model of time varying parameter (TVP-LRM) ศึกษาการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยอันเนื่องมาจากการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 รวมทั้งการศึกษาเปรียบเทียบความแตกต่างของค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ระหว่างในช่วงฤดูและนอกฤดูท่องเที่ยว และความแตกต่างของอุปสงค์ที่ได้จากการพัฒนาด้วยข้อมูลรายปีและรายเดือนในช่วงเวลาเดียวกัน ผลการศึกษา พบว่านักท่องเที่ยวต่างชาติในแต่ละตลาดมีความยืดหยุ่นแตกต่างกัน แต่อย่างไรก็ตามการท่องเที่ยวไทยยังคงเป็นสินค้าฟุ่มเฟือยสำหรับตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่สำคัญและมีความยืดหยุ่นต่อราคามากกว่า 1 และน้อยกว่าค่าความยืดหยุ่นไขว้ สำหรับการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนในปี พ.ศ. 2540 ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในแต่ละตลาด ยกเว้น เกาหลีใต้ และสหรัฐฯ ในขณะที่ฤดูกาลท่องเที่ยวและการใช้ข้อมูลที่มีความถี่ที่สูงกว่าแต่อยู่ในช่วงเวลาเดียวกันไม่มีผลทำให้ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยมีความแตกต่างกัน ผลลัพธ์ที่ได้แสดงให้เห็นว่า การดำเนินนโยบายการท่องเที่ยวโดยเฉพาะนโยบายที่มีผลกระทบต่อราคามีความแตกต่างกันในแต่ละตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติ และควรติดตามนโยบายที่เกี่ยวข้องกับราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนหรือคู่แข่ง เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงราคาของคู่แข่งมีผลกระทบต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวไทยมากกว่าการเปลี่ยนแปลงราคาของไทย ในขณะที่เดียวกันการดำเนินนโยบายราคาที่แตกต่างตามฤดูกาลท่องเที่ยวไม่ได้มีส่วนช่วยเพิ่มอุปสงค์ของการท่องเที่ยว

คำสำคัญ: อุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยว ฤดูกาลท่องเที่ยวและความยืดหยุ่นของอุปสงค์

1. บทนำ

ตลอด 4 ทศวรรษที่ผ่านมาการศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง (Li, Song and Witt, 2005, p.82-99; Song and Li, 2008, p.203-220) ทั้งที่เป็นการศึกษาเพื่อพัฒนาทฤษฎีและเทคนิคการวิเคราะห์ ส่วนใหญ่ให้ความสนใจกับการพัฒนาเทคนิคการวิเคราะห์เพื่อให้ได้มาซึ่งแบบจำลองที่เหมาะสม (Model fit) และมีความแม่นยำ (Accuracy) ในการพยากรณ์ (เรียกว่า *Ex-post forecast*) (Li, Song and Witt, 2005, p.82-99; Song and Li, 2008, pp.203-220; Song, Witt and Li, 2009) สามารถแบ่งแนวทางการศึกษาในอดีตได้ 2 แนวทาง คือ 1) การศึกษาเพื่อประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยว โดยเฉพาะค่าความยืดหยุ่นในระยะยาวเนื่องจากมีความสำคัญต่อการวางแผน/นโยบายส่งเสริม/รักษาลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่เป็นกลุ่มหลัก รวมทั้งนโยบายที่มีผลกระทบต่อราคาการท่องเที่ยว (Song, Kim and Yang, 2010, pp.377-396) และ 2) การพัฒนาเทคนิคการพยากรณ์อุปสงค์การท่องเที่ยวเพื่อได้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำ ผลลัพธ์ที่ได้มีประโยชน์ต่อการวางแผน/นโยบายสำหรับการจัดการอุปทานให้สอดคล้องและเพียงพอกับอุปสงค์ที่จะเกิดขึ้นในอนาคต รวมทั้งใช้ในการค้นหาตลาดนักท่องเที่ยวที่มีศักยภาพในอนาคต

ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาของการท่องเที่ยว (Tourism price elasticity) เป็นหนึ่งในข้อมูลสำคัญสำหรับการวางแผนเพื่อเสริมสร้างความสามารถในการแข่งขันด้านการท่องเที่ยวของประเทศ เนื่องจากราคาเป็นหนึ่งในองค์ประกอบสำคัญของความสามารถในการแข่งขันด้านการท่องเที่ยว (Dwyer, Forsyth and Rao, 2000; World Economic Forum, 2009) ในขณะที่ค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้ (Income elasticity) สะท้อนถึงประเภทของสินค้าท่องเที่ยว ซึ่งการศึกษาในอดีตพบว่า โดยทั่วไปอุปสงค์ของนักท่องเที่ยวต่างชาติจะมีค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้มากกว่า 1 หรือเป็นสินค้าฟุ่มเฟือย (Luxury goods) (Li, Song and Witt, 2005, p.82-99; Song, Kim and Yang, 2010, p.377-396) นอกจากนี้ค่าความยืดหยุ่นอาจเปลี่ยนแปลงตามเวลา สถานการณ์ และนโยบาย (Li *et al.*, 2006, pp.175-185; Li, Song and Witt, 2006, pp.57-71; Song, Witt and Li, 2009) เช่น การเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 เป็นต้น ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงค่าความยืดหยุ่นอาจนำมาสู่การเปลี่ยนแปลงความสามารถในการแข่งขันของแหล่งท่องเที่ยวในระยะยาว

การศึกษาในอดีต พบว่า ความยืดหยุ่นในระยะยาวมีค่ามากกว่าในระยะสั้น เนื่องจากนักท่องเที่ยวมีการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาในระยะยาวมากกว่าในระยะสั้น (Song, Witt and Li, 2003, p.363-387; Song, Witt and Li, 2009) และการเปลี่ยนแปลงรายได้ของนักท่องเที่ยวจะมีผลกระทบต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวมากกว่าในระยะสั้น (Syriopoulos, 1995, pp.318-336) ผลการศึกษาดังกล่าวสอดคล้องกับทฤษฎีอุปสงค์ที่ว่า ความไม่เท่าเทียมกันของข้อมูล (Information asymmetry) และความไม่ยืดหยุ่น (Inflexibility) ในการจัดสรรรายได้ของผู้บริโภค ทำให้ผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงราคาและรายได้ที่มีต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวต้องใช้เวลาหนึ่งจึงจะทราบผลกระทบดังกล่าว (Syriopoulos, 1995, pp.318-336; Song, Witt and Li, 2009) นอกจากนี้นักท่องเที่ยวในแต่ละประเทศต้นทาง (Country of origin) มีความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์แตกต่างกัน (Song, Witt and Li, 2003, pp.363-387; Narayan, 2004, pp.193-206; Habibi and Rahim, 2009, pp.165-172; Song, Kim and Yang, 2010, pp.377-396) เนื่องจากอุปสงค์การท่องเที่ยวมีลักษณะ Heterogeneous และแต่ละประเทศมีฤดูกาลท่องเที่ยวแตกต่างกัน (Koenig-Lewis and Bischoff, 2004, pp.374-392; Fernandez-Morales and Mayorga-Toledano, 2008, pp.940-949; อัครพงศ์ อันทอง และมิ่งสรรพ ขาวสอาด, 2552, หน้า 32-47) ที่ผ่านมานิยมใช้ตัวแปรหุ่น (Dummy variable) สะท้อนผลกระทบของฤดูกาลที่มีต่ออุปสงค์การท่องเที่ยว แต่มีการศึกษาจำนวนน้อยที่แสดงให้เห็นถึงความแตกต่างของค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวระหว่างช่วงในฤดูและนอกฤดูท่องเที่ยว (High and low seasons) ผลลัพธ์ดังกล่าวเป็นประโยชน์สำหรับการกำหนดนโยบายการท่องเที่ยวให้สอดคล้องกับสภาพความเป็นจริงที่เกิดขึ้น

ในช่วงทศวรรษที่ผ่านมา การศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวมีการใช้ข้อมูลรายไตรมาสและรายเดือนเพิ่มขึ้น เนื่องจากต้องการเพิ่มจำนวนข้อมูล/ตัวอย่างที่ใช้ในการวิเคราะห์ เพื่อให้ค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้มีความน่าเชื่อถือ (Reliability) เพียงตรง (Precision) และมีความแม่นยำในการพยากรณ์มากขึ้น (Song and Li, 2008, pp.203-220; Song, Kim and Yang, 2010, pp.377-396; อัครพงศ์ อันทอง และปวีณา คำพุททะ, 2553, หน้า 61-86) แต่อย่างไรก็ตามยังขาดงานศึกษาจำนวนหนึ่งที่พิสูจน์ให้เห็นว่า การประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวโดยใช้ข้อมูลรายปีและรายเดือน (ที่จัดความเป็นฤดูกาลออก) ที่อยู่ในช่วงเวลาเดียวกันจะให้ค่าความยืดหยุ่นเหมือนหรือแตกต่างกันอย่างไร

สำหรับประเทศไทย การศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวมีอยู่จำนวนน้อย เนื่องจากข้อจำกัดของข้อมูล และส่วนใหญ่เป็นการศึกษาเพื่อพัฒนาแบบจำลองหรือนำเสนอเทคนิคการวิเคราะห์ แต่ขาดการบูรณาการวิธีต่างๆ เข้าด้วยกันเพื่ออธิบายและเข้าใจอุปสงค์การท่องเที่ยวในมุมมองที่แตกต่างกัน การศึกษาในอดีต พบว่า การท่องเที่ยวไทยเป็นสินค้าฟุ่มเฟือยสำหรับนักท่องเที่ยวต่างชาติ (มีค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้ประมาณ 1.53-4.92) และมีความยืดหยุ่นต่อราคาแตกต่างกันตามตลาดของนักท่องเที่ยวต่างชาติ และตามช่วงเวลาที่ใช้ในการศึกษา (ตารางที่ 1)

ตารางที่ 1

ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวจากการศึกษาในอดีต

การศึกษา	ประเทศต้นทาง	วิธีการศึกษา	ค่าความยืดหยุ่นต่อ		
			รายได้	ไทย	คู่แข่ง
Vogt and Wittayakorn (1998)	นักท่องเที่ยวต่างชาติทั้งหมด	Cointegration	1.93	-0.89	-
Maeta Chumni (2001)	ญี่ปุ่น	Regression	1.57	-1.02	-
	ออสเตรเลีย		1.94	-0.81	-
Song, Witt and Li (2003)	สิงคโปร์	Autoregressive	-	-5.75	4.00
	มาเลเซีย	distributed lag	-	-	0.24
	ญี่ปุ่น	model (ARDL),	-	-0.71	0.77
	เกาหลีใต้	Cointegration	2.05	-	-2.90
	สหราชอาณาจักร	and Error	4.92	-0.41	0.56
	สหรัฐอเมริกา	correction model	-	-1.62	-0.37
	ออสเตรเลีย	(ECM)	3.52	-3.58	4.10

บทความนี้สนใจศึกษาและวิเคราะห์อุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว โดยมีวัตถุประสงค์ 3 ประการ คือ 1) ประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวของตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่สำคัญ รวมทั้งศึกษาการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยก่อนและหลังการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนในปี พ.ศ. 2540 เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงดังกล่าวมีผลต่อเศรษฐกิจและอุตสาหกรรมการท่องเที่ยวไทยอย่างมีนัยสำคัญ (Song, Witt and Li, 2003, pp.363-387) รวมทั้งราคาการท่องเที่ยวไทย 2) ศึกษาผลของความเป็นฤดูกาลท่องเที่ยวที่มีต่อความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทย และ 3) เปรียบเทียบความแตกต่าง

ของค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวที่พัฒนาจากข้อมูลรายปีและรายเดือน (ที่ขจัดความเป็นฤดูกาล) ภายในช่วงระยะเวลาเดียวกัน

ผลการศึกษาที่ได้เป็นประโยชน์ต่อการวางแผนนโยบายส่งเสริมการท่องเที่ยวให้สอดคล้องกับลักษณะเฉพาะของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยที่มีแตกต่างกันในแต่ละตลาด ช่วงเวลา และฤดูกาล ซึ่งจะช่วยเสริมสร้างความสามารถในการแข่งขันให้กับการท่องเที่ยวไทย นอกจากนี้ผู้ที่สนใจศึกษาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในอนาคตจะได้มีข้อมูลและข้อสังเกตบางประการที่ได้จากการศึกษาประกอบการตัดสินใจเลือกวิธีและข้อมูลที่จะนำมาใช้พัฒนาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวให้เหมาะสมและสอดคล้องกับวัตถุประสงค์ของการศึกษา หัวข้อต่อไปกล่าวถึงวิธีการศึกษา จากนั้นเป็นการนำเสนอผลการศึกษาเชิงประจักษ์ และการอภิปรายผลการศึกษารวมทั้งข้อสังเกตที่ได้จากการศึกษาครั้งนี้ ตามด้วยสรุปและข้อคิดเห็นบางประการที่ได้จากการศึกษาในครั้งนี้

2. วิธีการศึกษา

2.1 แบบจำลองและที่มาของตัวแปร

แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในบทความนี้ พัฒนามาตามแนวทางของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวรวม (Aggregate tourism demand models) ที่ว่า อุปสงค์การท่องเที่ยวจะถูกกำหนดโดยราคาของแหล่งท่องเที่ยว รายได้ และราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่ง รวมทั้งต้นทุนในการเดินทาง ซึ่งในบทความนี้ไม่ใช้ตัวแปรดังกล่าว เนื่องจากข้อจำกัดของข้อมูล และเมื่อพิจารณาในระยะยาวการเดินทางจากประเทศต้นทางจะมีความแตกต่าง และเปลี่ยนแปลงตามเวลาและเทคโนโลยีในการเดินทาง ที่ผ่านมานิยมใช้จำนวนนักท่องเที่ยวเป็นตัวแทน (Proxy) อุปสงค์ของนักท่องเที่ยวต่างชาติ (Crouch, 1994, pp.41-54; Song and Li, 2008, p. 203-220; Song, Witt and Li, 2009) และใช้ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ (Gross domestic product: GDP) (Song, Witt and Li, 2003, pp.363-367; Song, Witt and Li, 2009; Habibi and Rahim, 2009, p.165-172) และผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติต่อหัว (GDP per capita) (Narayan, 2004, p.193-216) เป็นตัวแทนรายได้ของนักท่องเที่ยวต่างชาติ บทความนี้ใช้ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติต่อหัวเป็นตัวแทนรายได้ เนื่องจากสามารถสะท้อนอำนาจกำลังซื้อที่แท้จริงของแต่ละประเทศได้ดีกว่า GDP (Narayan, 2004, p.193-216) สำหรับราคาการท่องเที่ยวนิยมใช้

ราคาเปรียบเทียบ (Relative price) เป็นตัวแทนราคาดังกล่าว เนื่องจากเป็นราคาที่สะท้อนค่าครองชีพ (Cost of living) ของนักท่องเที่ยวต่างชาติเมื่อเดินทางมาท่องเที่ยวในแหล่งท่องเที่ยวต่างๆ โดยสูตรการคำนวณราคาการท่องเที่ยวไทยที่ใช้ในการศึกษามีลักษณะดังนี้ (ดัดแปลงมาจาก Habibi and Rahim, 2009, p.165-172; Song, Witt and Li, 2009)

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

- โดยที่ $RPT_{i,t}$ คือ ราคาการท่องเที่ยวไทยเทียบกับประเทศ i ในปี t
 $CPI_{T,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของไทย (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) ในปี t
 $CPI_{i,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศ i (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) ในปี t
 $ER_{i/T,t}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างประเทศ i กับประเทศไทยในปี t
 i คือ ตลาด/ประเทศต้นทาง จำนวน 11 ประเทศ ประกอบด้วย มาเลเซีย สิงคโปร์ ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ จีน ฝรั่งเศส เยอรมนี สหราชอาณาจักร สหรัฐอเมริกา อินเดีย และออสเตรเลีย

สำหรับราคาการท่องเที่ยวของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนหรือต้นทุนค่าครองชีพของการท่องเที่ยวในแหล่งท่องเที่ยวทดแทน นิยมใช้ราคาเปรียบเทียบเป็นตัวแทนเช่นเดียวกัน (Habibi and Rahim, 2009, p.165-172; Song, Witt and Li, 2009) ในเบื้องต้นบทความนี้กำหนดประเทศที่เป็นแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่งที่สำคัญของไทยจำนวน 5 ประเทศ ได้แก่ อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ (เป็นคู่แข่งการท่องเที่ยวประเภททะเล ชายหาด ดำน้ำ) สิงคโปร์ ฮองกง (เป็นคู่แข่งการท่องเที่ยวประเภทกิจกรรมบันเทิง สวนสนุก สิ่งดึงดูดใจที่มนุษย์สร้างขึ้น และช้อปปิ้ง) และมาเลเซีย (เป็นคู่แข่งการท่องเที่ยวประเภทธรรมชาติและวัฒนธรรม เนื่องจากมาเลเซียนำเสนอการท่องเที่ยวของตนเองภายใต้ชื่อที่ว่า Malaysia Truly Asia) แต่อย่างไรก็ตาม ในความเป็นจริงตลาด/ประเทศต้นทางแต่ละแห่งมีวัฒนธรรมและที่ตั้งแตกต่างกัน มีทั้งที่มีวัฒนธรรมใกล้เคียงและตั้งอยู่ใกล้ประเทศไทย เช่น สิงคโปร์ มาเลเซีย เป็นต้น หรือมีวัฒนธรรมที่แตกต่างและตั้งอยู่ไกลจากประเทศไทย เช่น สหรัฐอเมริกา สหราชอาณาจักร เป็นต้น ดังนั้นประเทศที่เป็นแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่งของไทย จึงมีความแตกต่างตามตลาด/ประเทศต้นทางดังแสดงในตารางที่ 2 และราคา

การท่องเที่ยวเฉลี่ยของแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่งเป็นตัวแทน โดยมีสูตรคำนวณราคาเฉลี่ย ดังนี้

$$RPS_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^N \frac{CPI_{j,t}}{CPI_{i,t} * ER_{i/j,t}}}{N_i} \quad (2)$$

- โดยที่ $RPS_{i,t}$ คือ ราคาการท่องเที่ยวเฉลี่ยของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนเทียบกับประเทศ i ในปี t
- $CPI_{j,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศ j (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) ในปี t
- $CPI_{i,t}$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศ i (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) ในปี t
- $ER_{i/j,t}$ คือ อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างประเทศ i กับประเทศ j ในปี t
- j คือ ประเทศที่เป็นแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่งของไทยจำนวน N ประเทศ

ตารางที่ 2

ประเทศที่เป็นแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่งของไทยในแต่ละตลาด/ประเทศต้นทาง

ตลาด/ประเทศต้นทาง	ประเทศที่เป็นแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่งของไทย
มาเลเซีย	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ฮองกง เกาหลีใต้ และจีน
สิงคโปร์	ฟิลิปปินส์ ฮองกง เกาหลีใต้ และจีน
ญี่ปุ่น	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ฮองกง มาเลเซีย และเกาหลีใต้
เกาหลีใต้	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ฮองกง มาเลเซีย และจีน
จีน	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ฮองกง มาเลเซีย และเกาหลีใต้
ฝรั่งเศส	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ฮองกง และมาเลเซีย
เยอรมนี	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ฮองกง และมาเลเซีย
สหราชอาณาจักร	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ฮองกง และมาเลเซีย
สหรัฐอเมริกา	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และมาเลเซีย
อินเดีย	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และมาเลเซีย
ออสเตรเลีย	อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ ฮองกง และมาเลเซีย

หมายเหตุ: ประเทศที่เป็นแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่งของไทยพิจารณาบนพื้นฐานของแหล่งที่ตั้งและวัฒนธรรม และนำไปทดสอบกับ แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยก่อนนำมาใช้ในรูปแบบจำลอง

นอกจากนี้ การศึกษาที่ผ่านมานิยมใช้ฟังก์ชันฟอร์ม (Function form) แบบ Log-linear เนื่องจากจะทราบค่าความยืดหยุ่นได้โดยตรงจากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง (Song, Witt and Li, 2009; Song, Kim and Yang, 2010, p.377-396) และการแปลงข้อมูลด้วย Natural logarithm เป็นการบรรเทาความไม่คงที่ของความแปรปรวนของข้อมูล (Enders, 2004; Studenmund, 2006; อัครพงศ์ อันทอง และปวีณา คำพุกะ, 2552, หน้า 196-214) ดังนั้นแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยที่ใช้ในการศึกษามีลักษณะดังนี้

$$\ln NTA_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln Y_{i,t} + \beta_{2i} \ln RPT_{i,t} + \beta_{3i} \ln RPS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

โดยที่ $\ln NTA_{i,t}$ คือ Natural logarithm ของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศ i ที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยในปีที่ t

$\ln Y_{i,t}$ คือ Natural logarithm ของผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติต่อหัวของประเทศ i ในปีที่ t

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

$\ln RPS_{i,t}$ คือ Natural logarithm ของราคาการท่องเที่ยวเฉลี่ยของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนในปีที่ t

$\beta_{0i} - \beta_{3i}$ คือ ค่าสัมประสิทธิ์

$\varepsilon_{i,t}$ คือ ค่าคลาดเคลื่อน

การศึกษาใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2528-2552 (รวม 25 ตัวอย่าง) และรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2528-ธันวาคม พ.ศ. 2552 (รวม 300 ตัวอย่าง) โดยข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติทั้ง 11 ประเทศ รวบรวมจากสถิติการท่องเที่ยวของประเทศไทยที่รายงานโดยการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย (ระหว่างปี พ.ศ. 2528-2550) และกระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา (ปี พ.ศ. 2551-2552) สำหรับข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติต่อหัว ดัชนีราคาผู้บริโภค และอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศต่างๆ รวบรวมจากรายงาน International financial statistics ของ International Monetary Fund (IMF) ที่ให้บริการออนไลน์ทางอินเทอร์เน็ต

สมการที่ (3) เป็นฟังก์ชันอุปสงค์เชิงสถิต (Static) ที่แสดงว่า อุปสงค์การท่องเที่ยวในปัจจุบันถูกอธิบายด้วยตัวแปรอธิบายในเวลาเดียวกัน แม้ว่าการศึกษาที่ผ่านมาเสนอว่า ฟังก์ชันอุปสงค์เชิงพลวัต (Dynamic) ที่แสดงด้วยแบบจำลอง Autoregressive distributed lag (ARDL) มีความเหมาะสมและอธิบายอุปสงค์การท่องเที่ยวในระยะยาวได้ดีกว่าแบบจำลองอุปสงค์เชิงสถิต

(Song, Witt and Li, 2009; Song, Kim and Yang, 2010, pp.377-396) แต่เนื่องด้วยข้อจำกัดของข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา ทำให้จำนวนตัวอย่างมีไม่เพียงพอที่จะใช้แบบจำลอง ARDL ได้อย่างมีประสิทธิภาพ (Efficient) น่าเชื่อถือ และเที่ยงตรง เนื่องจากการใช้วิธีการถดถอยจะต้องมีขนาดจำนวนตัวอย่างอย่างน้อย 10 ตัวอย่างต่อค่าสัมประสิทธิ์ที่ต้องการประมาณค่า 1 ตัว (Hair *et al.*, 1998; VanVoorhis and Morgan, 2007, pp.43-50)

2.2 การทดสอบความคงที่ของข้อมูล

ความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นหนึ่งในข้อสมมติเบื้องต้นหรือเงื่อนไขสำคัญเมื่อต้องใช้วิธีเศรษฐมิติในการวิเคราะห์ข้อมูล (Engle and Granger, 1987, pp. 251-276; Banerjee *et al.*, 1993; Enders, 2004) วิธีตรวจสอบความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่นิยมใช้ได้แก่ การทดสอบ Unit root ซึ่งสามารถตรวจสอบได้ทั้งข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่มียุทธพลของฤดูกาล เช่น วิธี DF-test (Dickey and Fuller, 1979, pp.427-431) ADF-test (Said and Dickey, 1984, pp.599-607) PP-test (Phillips and Perron, 1988, pp.335-346) KPSS-test (Kwiatkowski *et al.*, 1992, pp.159-178) เป็นต้น และข้อมูลอนุกรมเวลาที่มียุทธพลของฤดูกาล เช่น HEGY-test (Hylleberg *et al.*, 1990, pp.215-238) เป็นต้น บทความนี้ใช้วิธี KPSS-test ทดสอบความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่มียุทธพลของฤดูกาล (ข้อมูลรายปี) เนื่องจากให้ผลการทดสอบที่เที่ยงตรงมากกว่าวิธีอื่นๆ (Lütkepohl and Krätzing, 2004) และใช้วิธี HEGY-test ที่พัฒนาโดย Franses (1991) และ Beaulieu and Miron (1993) ทดสอบความคงที่ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่มียุทธพลของฤดูกาล (ข้อมูลรายเดือน) โดยใช้ค่าวิกฤต (Critical values) ที่เสนอโดย Franses and Hobijn (1997) ในการเปรียบเทียบ

2.3 การทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวด้วย Cointegration

ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่คงที่ (Nonstationary) อาจมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว (Long-run relationships) หากพบว่า ค่าเบี่ยงเบน (Deviation) ที่ออกจากความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวมีลักษณะคงที่ ความสัมพันธ์ในลักษณะดังกล่าวเรียกว่า Cointegration (Engle and Granger, 1987, pp. 251-276; Banerjee *et al.*, 1993) ดังนั้นการทดสอบ Cointegration (Cointegration test) คือ การทดสอบความคงที่ของค่าเบี่ยงเบนที่ได้จากการประมาณค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Long-run equilibrium relationship) ของตัวแปรอนุกรมเวลาที่ไม่คงที่ หากตัวแปรอนุกรมเวลามี Cointegration แสดงว่า ตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์ร่วมกันในระยะ

ยาว วิธีทดสอบ Cointegration มีหลายวิธี เช่น วิธี Two-step residual-based (Engle and Granger, 1987, pp. 251-276) วิธี System-based reduced rank regression (Johansen, 1988, pp.231-254; Johansen and Juselius, 1990, pp.169-210) วิธี ARDL bounds test (Pesaran, Shin and Smith, 2001, pp.289-326) เป็นต้น

บทความนี้ใช้วิธี ARDL bounds test (โดยทั่วไปเรียกว่า Bounds test) ที่พัฒนาโดย Pesaran, Shin and Smith (2001) ทดสอบ Cointegration หรือความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยที่แสดงในสมการที่ (3) เนื่องจากมีความได้เปรียบกว่าวิธีของ Engle and Granger (1987) Johansen (1988) และ Johansen and Juselius (1990) ใน 3 ประเด็น คือ 1) ไม่จำเป็นต้องคำนึงถึง Integrated ของตัวแปรที่ใช้ในการทดสอบว่าอยู่ในอันดับเดียวกันหรือไม่ 2) เหมาะสมสำหรับกรณีที่มีจำนวนตัวอย่างไม่น้อย และ 3) สามารถเพิ่มตัวแปรหุ่นในกระบวนการทดสอบ Cointegration ได้ (Habibi and Rahim, 2009, pp.165-172; Song, Kim and Yang, 2010, pp.377-396) จากสมการที่ (3) สามารถเขียนให้อยู่ในรูปแบบของแบบจำลอง ARDL ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \Delta \ln NTA_{i,t} &= \alpha_{0i} + \sum_{q=1}^{L1} b_{i,qNTA} \Delta \ln NTA_{i,t-q} + \sum_{q=1}^{L2} b_{i,qY} \Delta \ln Y_{i,t-q} \\ &+ \sum_{q=1}^{L3} b_{i,qRPT} \Delta \ln RPT_{i,t-q} + \sum_{q=1}^{L4} b_{i,qRPS} \Delta \ln RPS_{i,t-q} \\ &+ \lambda_{1i} \ln NTA_{i,t-1} + \lambda_{2i} \ln Y_{i,t-1} + \lambda_{3i} \ln RPT_{i,t-1} \\ &+ \lambda_{4i} \ln RPS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

สมการที่ (8) คือ แบบจำลอง Error correction ที่แสดง ความสัมพันธ์เชิงพลวัตในระยะสั้น (Short-run dynamic) ของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทย หากตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาว ค่าสัมประสิทธิ์ λ มีค่าแตกต่างจาก 0 ดังนั้นสามารถประยุกต์ใช้สถิติ F (F-statistics) ในการทดสอบสมมติฐานหลัก ($H_0: \lambda_{1i} = \lambda_{2i} = \lambda_{3i} = \lambda_{4i} = 0$) และสมมติฐานทางเลือก ($H_a: \lambda_{1i} \neq \lambda_{2i} \neq \lambda_{3i} \neq \lambda_{4i} \neq 0$) หากค่าสถิติ F ที่คำนวณได้สูงกว่าค่าวิกฤต Bounds (Bounds critical value) สมมติฐานหลักที่ว่าไม่มี Cointegration จะถูกปฏิเสธ แสดงว่าตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาว (Narayan and Narayan, 2005, pp.423-438; Habibi and Rahim, 2009, pp.165-172; Song, Kim and Yang, 2010, pp.377-396) บทความนี้ใช้ค่าวิกฤต Bounds ที่เสนอโดย

Narayan (2004) เนื่องจากเป็นค่าวิกฤตที่เหมาะสมสำหรับกรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก (30-80 ตัวอย่าง) แทนค่าวิกฤต Bounds ที่เสนอโดย Pesaran, Shin and Smith (2001) ซึ่งพัฒนาจากกลุ่มตัวอย่างขนาด 500 และ 1,000 ตัวอย่าง (Narayan, 2004; Narayan, 2004, pp.193-206; Narayan and Narayan, 2005, pp.423-438)

2.4 การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองความสัมพันธ์ในระยะยาว

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองความสัมพันธ์ในระยะยาวที่เป็นสมการเดียวมีอยู่หลายวิธี เช่น วิธี Autoregressive distributed lag (ARDL) (Pesaran and Shin, 1995) Dynamic ordinary least squares (DOLS) (Stock and Watson, 1993, pp.783-820) Fully modified ordinary least squares (FMOLS) (Phillips and Hansen, 1990, pp.99-125) เป็นต้น แต่วิธี ARDL และ DOLS ได้รับความนิยมนำใช้มากกว่าวิธี FMOLS เนื่องจากวิธี FMOLS เป็นวิธี Semi parametric และมีข้อสมมติที่สำคัญว่า ตัวแปรอิสระที่ใช้ในแบบจำลองจะต้องไม่มี Cointegration ซึ่งในความเป็นจริงข้อสมมติดังกล่าวจะถูกละเมิดเสมอ ในขณะที่วิธี ARDL และ DOLS เป็นวิธี Parametric ที่มีจุดเด่นและจุดด้อยแตกต่างกัน แม้ว่าจะมีการพิสูจน์ให้เห็นเชิงประจักษ์ว่า ภายใต้เงื่อนไขในอุดมคติทางสถิติ วิธี ARDL มีความเที่ยงตรงและน่าเชื่อถือในการอนุมานทางสถิติมากกว่าวิธี DOLS (Panopoulou and Pittis, 2004, pp.585-617) แต่อย่างไรก็ตามที่ผ่านมายังคงใช้วิธี DOLS มาเปรียบเทียบและทดสอบความเข้มแข็ง (Robustness) ของค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จากวิธี ARDL และวิธี DOLS มักให้ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ที่ไม่แตกต่างจากวิธี ARDL (Narayan and Narayan, 2005, pp.423-438; Habibullah and Baharom, 2008; Ibrahim, Padli and Baharom, 2009, pp.93-105) ยกเว้น กรณีที่ตัวแปรอิสระในแบบจำลองไม่ใช่ตัวแปรภายนอกอย่างแท้จริง (Endogeneity regressor) วิธี DOLS จะให้ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ที่น่าเชื่อถือมากกว่าวิธี ARDL และสอดคล้องกับผลการประมาณค่าที่ได้จากวิธี Maximum likelihood (ML) (Ibrahim, Padli and Baharom, 2009, pp.93-105) ดังนั้นบทความนี้จึงใช้วิธี DOLS ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว

Stock and Watson (1993) เสนอวิธี DOLS ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองความสัมพันธ์ในระยะยาว ซึ่งสามารถแก้ไขปัญหา Simultaneity bias และใช้ในกรณีที่ตัวแปรในแบบจำลองมี Integrated different order ได้ แต่ต้องมี Cointegration โดย Stock and Watson (1993) เสนอว่า ความเป็นไปได้ของปัญหา Simultaneity bias และความอคติที่เกิดขึ้นตามธรรมชาติของ

ตัวแปรอิสระเมื่อมีจำนวนตัวอย่างไม่น้อย สามารถแก้ไขด้วยการเพิ่มค่า Lags (-q) และ Leads (r) ของตัวแปรอิสระเข้าไปในแบบจำลอง แนวคิดนี้คล้ายวิธีของ Phillips and Loretan (1991) และ Saikkonen (1991) แต่สะดวกและง่ายในการนำไปใช้มากกว่า (Masih and Masih, 1996, pp.315-334; Narayan and Narayan, 2005, pp.423-438; Ibrahim, Padli and Baharom, 2009, pp.93-105) นอกจากนี้สามารถประยุกต์ใช้ Robust standard errors ของ White (1980) หรือ Newey and West (1987) ได้ (Narayan and Narayan, 2005, pp.423-438) ดังนั้นจากสมการที่ (3) ซึ่งมีเวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ที่ต้องประมาณค่า คือ $B_i = [\beta_{0i}, \beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{3i}]$ และมีเมตริกซ์ของตัวแปรอิสระ คือ $X_{i,t} = [1, Y_{i,t}, RPT_{i,t}, RPS_{i,t}]$ เขียนใหม่ให้อยู่ในรูปแบบของการใช้วิธี DOLS ได้ดังนี้

$$\ln NTA_{i,t} = B_i' X_{i,t} + \sum_{j=-q}^r \Delta X_{i,t-j} + v_{i,t} \quad (9)$$

สมการที่ (9) สามารถประมาณค่าด้วยวิธี OLS ซึ่งตัวประมาณค่าที่ได้มีค่าเทียบเท่ากับตัวประมาณค่าที่ได้จากวิธี MLE (Narayan and Narayan, 2005, pp.423-438)

สำหรับการศึกษาผลของการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 ที่มีต่อโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว ประยุกต์ใช้แบบจำลอง long-run static model of time varying parameter (TVP-LRM) ที่แสดงในรูปแบบ State space (SS) และใช้ Kalman filter algorithm ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ (Li *et al.*, 2006, pp.175-185; Song, Witt and Li, 2009) จากสมการที่ (3) เขียนใหม่ให้อยู่ในรูปแบบ State space ได้ดังนี้

$$\ln NTA_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln Y_{i,t} + \beta_{2i} \ln RPT_{i,t} + \beta_{3i} \ln RPS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10ก)$$

$$\beta_{ji,t} = \beta_{ji,t-1} + \eta_{ji,t}; j = 1, 2, 3; i = 1, 2, \dots, 11$$

$$\text{และ } t = \text{พ.ศ. 2528-2552} \quad (10ข)$$

จากสมการข้างต้น $\beta_{ji,t}$ คือ Unobserved vector ซึ่งเรียกว่า State vector ส่วน $\varepsilon_{i,t}$ และ $\eta_{ji,t}$ คือ Gaussian disturbances ที่เป็นอิสระต่อกันและเป็นอิสระต่อกันในทุกช่วงเวลา ตัวรบกวนทั้งสองมีการแจกแจงแบบ $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, H_{i,t})$ และ $\eta_{ji,t} \sim N(0, Q_{ji,t})$ ตามลำดับ โดยเมตริกซ์ $H_{i,t}$ และ $Q_{ji,t}$ คือ ค่าความแปรปรวนเริ่มต้นที่สมมติให้ทราบค่า สำหรับสมการที่ (10ก) คือ Observation equation ส่วนสมการที่ (10ข) คือ State equation ที่สมมติให้ $\beta_{ji,t}$ มีลักษณะ Multivariate random walk และมีการแจกแจงแบบ $\beta_{ji,t} \sim N(\tau_{ji}, P_{ji})$ โดย $\beta_{ji,t}$ และ τ_{ji} สามารถ

ประมาณค่าได้จากวิธี MLE และ p_{ji} คือ ค่าแปรปรวนของ $\beta_{ji,t}$ (Song and Witt, 2000; Li *et al.*, 2006, pp.175-185; Song, Witt and Li, 2009)

3. ผลการศึกษาเชิงประจักษ์

ผลการศึกษาแบ่งเป็นสี่ส่วน คือ ส่วนแรกนำเสนอพัฒนาการการท่องเที่ยวไทยในช่วง 3 ทศวรรษที่ผ่านมา และสถานการณ์ปัจจุบันของการท่องเที่ยวไทย ส่วนที่สองและสามเป็นผลการประมาณค่าความยืดหยุ่น และการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว สุดท้ายเป็นการเปรียบเทียบค่าความยืดหยุ่นประมาณค่ามาจากข้อมูลรายปีและรายเดือน โดยมีรายละเอียดของผลการศึกษาแต่ละส่วนดังนี้

3.1 การท่องเที่ยวของประเทศไทย

การท่องเที่ยวเป็นหนึ่งในภาคเศรษฐกิจสำคัญของระบบเศรษฐกิจไทย และด้วยความได้เปรียบในเรื่องความหลากหลายของทรัพยากรการท่องเที่ยว เช่น สถานที่ท่องเที่ยวทางทะเล ชายหาด ประวัติศาสตร์ วัฒนธรรม วิถีชีวิต ธรรมชาติ รวมทั้งความสะดวกสบายในสิ่งอำนวยความสะดวกต่างๆ เช่น สนามบิน โรงแรมระดับ 4 และ 5 ดาว และความบันเทิงยามราตรี เป็นต้น ทำให้การท่องเที่ยวของไทยเติบโตอย่างต่อเนื่องมากกว่า 3 ทศวรรษ และกลายมาเป็นหนึ่งในประเทศที่เป็นศูนย์กลางทางด้านการท่องเที่ยวในภูมิภาคเอเชียแปซิฟิก

ประเทศไทยเริ่มให้ความสำคัญกับการพัฒนาการท่องเที่ยวตั้งแต่ปี พ.ศ. 2493 โดยตั้งการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทยขึ้นมาดูแลและส่งเสริมการท่องเที่ยวของประเทศ แต่การส่งเสริมการท่องเที่ยวไทย เริ่มต้นอย่างจริงจังเมื่อปี พ.ศ. 2523 ด้วยแคมเปญ “Visit Thailand Year” ซึ่งทำให้นักท่องเที่ยวต่างชาติเพิ่มขึ้นมากกว่าร้อยละ 10 ต่อปี และมีรายได้จากการท่องเที่ยวเพิ่มขึ้นมากกว่าร้อยละ 30 ต่อปี จนถึงปี พ.ศ. 2526 การถดถอยของเศรษฐกิจโลกทำให้การท่องเที่ยวไทยหดตัว และเพิ่มขึ้นในอัตราที่ลดลงหลังจากนั้น ดังนั้นในปี พ.ศ. 2530 ไทยจึงเปิดตัวแคมเปญ “Visit Thailand Year” อีกครั้ง แคมเปญดังกล่าวช่วยกระตุ้นให้การท่องเที่ยวไทยเติบโตแบบก้าวกระโดด โดยมีนักท่องเที่ยวต่างชาติเพิ่มขึ้นปีละไม่ต่ำกว่า 4 ล้านคน และมีรายได้จากการท่องเที่ยวเพิ่มขึ้นไม่ต่ำกว่าปีละ 2 หมื่นล้านบาท การท่องเที่ยวไทยเติบโตในลักษณะดังกล่าวประมาณ 4-5 ปี ก่อนที่หดตัวอีกครั้งจากเหตุการณ์ความวุ่นวายทางการเมืองภายในประเทศในเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2535 และกลับมาขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องจนถึงปี พ.ศ. 2546 การระบาดของโรค

SARS ทำให้จำนวนและรายได้จากนักท่องเที่ยวต่างชาติลดลงร้อยละ -7.36 และ -10.47 ตามลำดับ (เทียบกับปี พ.ศ. 2545) หลังจากนั้นการท่องเที่ยวไทยก็ฟื้นผวนมาโดยตลอด เนื่องจากเกิดเหตุการณ์วิกฤตต่างๆ อย่างต่อเนื่องตั้งแต่ปี พ.ศ. 2548-2552 เช่น เหตุการณ์สึนามิ (ปลายปี พ.ศ. 2547) เหตุการณ์ความวุ่นวายทางการเมืองภายในประเทศ ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2549 จนถึงปัจจุบัน รวมทั้งการถดถอยของเศรษฐกิจสหรัฐฯ และสหภาพยุโรป การระบาดของเชื้อไข้หวัดใหญ่ 2009 (H1A1) ในปี พ.ศ. 2552 เป็นต้น

ปี พ.ศ. 2552 ไทยมีนักท่องเที่ยวต่างชาติมากเป็นอันดับที่ 17 ของโลก หรือเป็นลำดับ 4 ในภูมิภาคเอเชีย (เป็นรองจีน มาเลเซีย และฮ่องกง ตามลำดับ) และมีรายได้จากการท่องเที่ยวมากเป็นลำดับ 12 ของโลก หรือลำดับ 3 ในภูมิภาคเอเชีย (เป็นรองจีน และฮ่องกง ตามลำดับ) (UNWTO, 2010) โดยมีจำนวนและรายได้จากนักท่องเที่ยวต่างชาติประมาณ 14.15 ล้านคน และ 5.27 แสนล้านบาท ลดลงจากปี พ.ศ. 2551 ประมาณร้อยละ -2.98 และ -8.27 ตามลำดับ (กระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา, 2553) เนื่องจากเหตุการณ์ความวุ่นวายทางการเมืองและการหดตัวของตลาดนักท่องเที่ยวโลกอันเนื่องมาจากวิกฤตเศรษฐกิจในสหรัฐฯ และสหภาพยุโรป รวมทั้งการระบาดของเชื้อไข้หวัด 2009 สำหรับตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่สำคัญของไทย ได้แก่ ตลาดยุโรปและอาเซียน ซึ่งมีส่วนแบ่งการตลาดในปี พ.ศ. 2552 ประมาณร้อยละ 28.69 และ 28.05 ตามลำดับ โดยมี สหราชอาณาจักรเยอรมนี และฝรั่งเศสเป็นตลาดหลักในยุโรป ส่วนในอาเซียนมีมาเลเซีย และสิงคโปร์เป็นตลาดหลัก ในขณะที่อินเดียและออสเตรเลียรวมทั้งตะวันออกกลางเป็นตลาดที่มีอัตราการขยายตัวสูง โดยมีอัตราการขยายตัวมากกว่าร้อยละ 10 ต่อปี นับตั้งแต่ปี พ.ศ. 2547 จนถึงปัจจุบัน นอกจากนี้จากการประมาณการของ World Travel & Tourism Council (WTTC) พบว่า ในปี พ.ศ. 2552 ไทยจะมีมูลค่าเพิ่มจากอุตสาหกรรมท่องเที่ยวคิดเป็นร้อยละ 6.5 ของผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ และเมื่อรวมผลกระทบต่ออุตสาหกรรมอื่นๆ กิจกรรมทางเศรษฐกิจที่เกี่ยวข้องเนื่องกับการท่องเที่ยวจะมีสัดส่วนสูงถึงร้อยละ 15.6 ของผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ และกิจกรรมดังกล่าวก่อให้เกิดการจ้างงานประมาณ 4.04 ล้านคน หรือคิดเป็นร้อยละ 11.1 ของการจ้างงานทั้งหมดของไทย (WTTC, 2010)

3.2 ผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว

ผลการตรวจสอบความคงที่ของข้อมูลด้วย KPSS-test ที่แสดงในตารางที่ 3 พบว่าตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลองมีอันดับความคงที่แตกต่างกัน และมีตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ตัวแปร

ที่ไม่คงที่ที่ $I(0)$ ดังนั้นการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยวิธี OLS อาจเผชิญกับปัญหา Spurious regression (Granger and Newbold, 1974, pp.111-120) แต่อย่างไรก็ตาม ผลการทดสอบ Cointegration ด้วยวิธี Bounds test พบว่า แบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในแต่ละตลาดมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว หรือมี Cointegration ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 95% ยกเว้น สิงคโปร์ และจีน ที่มีระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90% โดยมี Deterministic trend ในตลาดมาเลเซีย จีน ฝรั่งเศส และเยอรมนี ส่วนการทดสอบ Cointegration ของแบบจำลอง Pool แบบ Fixed effect ตามวิธี Kao (1999) พบว่า ตัวแปรในแบบจำลองมี Cointegration หรือความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99%

ตารางที่ 3

ผลการทดสอบ Unit root และ Cointegration ด้วยวิธี Bounds test

ตลาด/ประเทศต้นทาง	ข้อมูลลงที่ Integrated ที่ (ทดสอบด้วย KPSS-test)				ผลการทดสอบ Cointegration ด้วย Bounds test	
	lnNTA	lnY	lnP _r	lnP _s	F-statistic	Deterministic
มาเลเซีย	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	5.532***	intercept, trend
สิงคโปร์	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	2.643*	intercept, no trend
ญี่ปุ่น	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	12.873***	intercept, no trend
เกาหลีใต้	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	10.070***	intercept, no trend
จีน	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	18.741***	intercept, trend
ฝรั่งเศส	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	2.773*	intercept, trend
เยอรมนี	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	3.547**	intercept, trend
สหราชอาณาจักร	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	5.316***	intercept, no trend
สหรัฐอเมริกา	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	3.657**	intercept, no trend
อินเดีย	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	7.812***	intercept, no trend
ออสเตรเลีย	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	3.919**	intercept, no trend

หมายเหตุ: ค่าวิกฤต Bounds ในกรณี Intercept and trend ที่ $0.01 = 4.768-6.670$, $0.05 = 3.354-4.774$ และ $0.10 = 2.752-3.994$ ส่วนกรณี Intercept and no trend ที่ $0.01 = 4.280-5.840$, $0.05 = 3.058-4.223$ และ $0.10 = 2.525-3.560$ (Narayan, 2004).

*** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99%, ** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 95% และ * ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90%

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวที่แสดงในตารางที่ 4 พบว่า ค่าความยืดหยุ่นที่ได้สอดคล้องกับทฤษฎีอุปสงค์ โดยในภาพรวม ตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติมีค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้มากกว่า 1 (1.493) ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% เมื่อพิจารณาในรายละเอียด พบว่า ส่วนใหญ่ตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติมีค่าความยืดหยุ่นต่อ

รายได้มากกว่า 1 เช่นเดียวกัน ยกเว้น สิงคโปร์และอินเดียมีค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้เท่ากับ 1 ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% ผลลัพธ์ดังกล่าวสะท้อนให้เห็นว่า การท่องเที่ยวไทยเป็นสินค้าฟุ่มเฟือยสำหรับตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่สำคัญ โดยเกาหลีใต้และสหราชอาณาจักรมีค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้สูงถึง 3.432 และ 3.207 ตามลำดับ ส่วนตลาดที่เหลือมีค่าความยืดหยุ่นประมาณ 1.318-1.742 ยกเว้น สิงคโปร์และอินเดียมีค่าเท่ากับ 0.793 และ 0.911 ตามลำดับ

สำหรับค่ายืดหยุ่นต่อราคากการท่องเที่ยวไทย หรือค่าความยืดหยุ่นต่อราคา ในภาพรวมตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติมีค่าความยืดหยุ่นต่อราคามากกว่า -1 (-1.570) ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% โดยมีเพียงสองประเทศ คือ สหรัฐฯ และอินเดียที่มีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาน้อยกว่า -1 (-0.292 และ -0.470 ตามลำดับ) ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% ส่วนมาเลเซีย สิงคโปร์ ฝรั่งเศส และเยอรมนีมีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาเท่ากับ 1 ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% สำหรับญี่ปุ่น เกาหลีใต้ จีน และออสเตรเลีย มีค่าความยืดหยุ่นต่อราคามากกว่า -1 ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% และ 90% สำหรับสหราชอาณาจักร

ผลการศึกษาข้างต้น แสดงให้เห็นว่า ในภาพรวม ตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติมีความยืดหยุ่นต่อราคามาก แต่การวิเคราะห์ในระดับรายละเอียดกลับพบว่า ตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติแต่ละตลาดมีความยืดหยุ่นต่อราคาแตกต่างกัน โดยสหรัฐฯ และอินเดียมีความยืดหยุ่นต่อราคาน้อย เนื่องจากการเดินทางจากสหรัฐฯ มาไทยมีต้นทุนการเดินทางสูง แต่มีต้นทุนค่าครองชีพในประเทศไทยต่ำ ในขณะที่คนอินเดียที่เดินทางมาไทยส่วนใหญ่มาทำธุรกิจ และจัดงานแต่งงาน จึงไม่ให้ความสำคัญกับต้นทุนค่าครองชีพในประเทศไทย ส่วนมาเลเซีย สิงคโปร์ ฝรั่งเศส และเยอรมนีเป็นกลุ่มตลาดที่มีความยืดหยุ่นต่อราคาคงที่ อาจเป็นเพราะว่า คนสิงคโปร์และมาเลเซีย นิยมเดินทางมาพักผ่อนในไทยช่วงวันหยุดสุดสัปดาห์ (Week end) ในขณะที่คนเยอรมนีและฝรั่งเศสจะเดินทางมาท่องเที่ยวไทยในช่วงวันหยุดยาว (Long holiday) และปลายปี นอกจากนี้คนเยอรมนีส่วนใหญ่มีบ้านหลังที่สองที่ไทย ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงของราคากการท่องเที่ยวไทยเพียงเล็กน้อยจึงไม่ส่งผลให้นักท่องเที่ยวจากทั้ง 4 ตลาดเปลี่ยนแปลงการเดินทางมาท่องเที่ยวในไทย สำหรับญี่ปุ่น เกาหลีใต้ จีน สหราชอาณาจักร และออสเตรเลีย ซึ่งเป็นตลาดที่มีความยืดหยุ่นต่อราคามาก โดยเฉพาะเกาหลีใต้และจีนมีความยืดหยุ่นต่อราคาสูงกว่าตลาดอื่นๆ เนื่องจากเป็นนักท่องเที่ยวประเภทกรุ๊ปทัวร์ (Group tours) ที่เน้นท่องเที่ยวแบบ Sightseeing ในระดับราคาต่ำ ดังนั้นราคาจึงเป็นปัจจัยสำคัญในการตัดสินใจเลือกท่องเที่ยวในไทย ในขณะที่คนญี่ปุ่น สหราชอาณาจักร และออสเตรเลียนิยมท่องเที่ยวแบบอิสระ (Free individual travel: FIT) แต่ใช้บริการบริษัททัวร์เพื่อจองที่

พักและตัวเครื่องบิน และนิยมท่องเที่ยวแบบพักผ่อน (Vacation) ตามทะเล ชายหาด และธรรมชาติ ซึ่งมีแหล่งเที่ยวจำนวนมากที่สามารถทดแทนไทยได้ ดังนั้นนักท่องเที่ยวกลุ่มนี้จึงอ่อนไหวต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาการท่องเที่ยวไทย

ส่วนค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนหรือค่าความยืดหยุ่นไขว้ โดยส่วนใหญ่ตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติมีค่าความยืดหยุ่นไขว้มากกว่า 1 (ยกเว้น สหรัฐฯ และอินเดีย) และเป็นที่น่าสังเกตว่า ค่าความยืดหยุ่นไขว้มีค่าสูงกว่าค่าความยืดหยุ่นต่อราคา (ยกเว้น มาเลเซีย และออสเตรเลีย) โดยเฉพาะจีน และสหราชอาณาจักรจะมีค่าความยืดหยุ่นไขว้สูงกว่าค่าความยืดหยุ่นต่อราคามากกว่า 1 ผลการศึกษาดังกล่าว สะท้อนให้เห็นว่า ราคาการท่องเที่ยวของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนมีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวไทยมากกว่าราคาการท่องเที่ยวไทย ยกเว้น สหรัฐฯ และอินเดีย ซึ่งเป็นตลาดที่เจาะจงเดินทางมาไทยโดยเฉพาะ ทำให้ราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนไม่อิทธิพลต่อการตัดสินใจท่องเที่ยวในไทย

ตารางที่ 4
ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว

ตลาด/ประเทศต้นทาง	ค่าความยืดหยุ่นต่อ			Wald test (F-statistic)	
	รายได้ (ϵ_{GDP})	ราคาของไทย (ϵ_{RPT})	ราคาของคู่แข่ง (ϵ_{RPS})	$\epsilon_{GDP} = 1$	$\epsilon_{RPT} = -1$
มาเลเซีย	1.318***	-1.450*	1.207**	3.220*	0.379
สิงคโปร์	0.793***	-0.895*	1.273***	2.869	0.056
ญี่ปุ่น	1.356***	-1.968***	2.530***	6.240***	5.359**
เกาหลีใต้	3.432***	-5.652***	5.365***	43.992***	33.693***
จีน	1.459***	-3.652***	5.482***	23.013***	12.575***
ฝรั่งเศส	1.616***	-0.875**	1.112***	7.762**	0.094
เยอรมนี	1.525***	-1.555***	1.874***	7.572**	1.960
สหราชอาณาจักร	3.207***	-2.085***	3.169***	22.330***	3.776*
สหรัฐอเมริกา	1.335***	-0.292*	0.065	10.530***	21.717***
อินเดีย	0.911***	-0.470***	0.328*	2.117	13.930***
ออสเตรเลีย	1.742***	-2.847***	2.109***	2.789***	8.057***
Pool-model¹	1.493**	-1.570**	1.813**	143.898***	19.342***

หมายเหตุ: ¹ ใช้ Fixed effects model (LR-test = 803.30*** และ Hausman test = 0.001) ส่วนผลการทดสอบ

Cointegration ตามวิธี Kao (1999) พบว่า มีค่า ADF-statistics = -3.740***

*** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99%, ** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 95% และ * ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90%.

ที่มา: จากการคำนวณ

3.3 การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว

ผลการทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างด้วย Chow-test พบว่า การเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนในปี พ.ศ. 2540 ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในเกือบทุกตลาด ยกเว้น เกาหลีใต้ และสหรัฐฯ ส่วนผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นก่อนและหลังปี พ.ศ. 2540 ด้วยแบบจำลอง TVP-LRM ที่แสดงในตารางที่ 5 พบว่า ก่อนและหลังปี พ.ศ. 2540 การท่องเที่ยวไทยยังคงเป็นสินค้าฟุ่มเฟือยสำหรับตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% ในขณะที่ก่อนปี พ.ศ. 2540 ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาและค่าความยืดหยุ่นไขว้โดยส่วนใหญ่มีค่าไม่แตกต่างไปจากศูนย์ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90% แสดงว่า ในช่วงเวลาดังกล่าวราคาการท่องเที่ยวไทยและราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนไม่มีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวไทย เนื่องจากก่อนปี พ.ศ. 2540 ไทยใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนคงที่ (Fixed exchange rate) ทำให้มีราคาของการท่องเที่ยวขึ้นอยู่กับดัชนีราคาผู้บริโภค ซึ่งมีแนวโน้มการเคลื่อนไหวในช่วงแคบๆ ดังนั้นในช่วงเวลาดังกล่าว รายได้ของประเทศต้นทางจึงเป็นปัจจัยสำคัญที่มีกำหนดอุปสงค์การท่องเที่ยวไทย แต่หลังปี พ.ศ. 2540 การเปลี่ยนมาใช้อัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวที่มีการควบคุม (Managed float exchange rate) ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนมีการเคลื่อนไหวและผันผวนมากขึ้น จึงมีส่วนทำให้ราคาการท่องเที่ยวไทย และราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนมีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวไทย

ผลการศึกษาข้างต้น สะท้อนให้เห็นว่า การเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 มีผลต่อโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวไทย โดยทำให้ค่าความยืดหยุ่นของราคาการท่องเที่ยวไทย และราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนมีการเปลี่ยนแปลง เนื่องจากราคาการท่องเที่ยวไทยมีการเคลื่อนไหวและความผันผวนมากขึ้น และสามารถสะท้อนต้นทุนค่าครองชีพของการท่องเที่ยวในไทยได้มากขึ้น แต่อย่างไรก็ตามในบางตลาด เช่น จีน อาจมีสาเหตุอื่นๆ ที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนในลักษณะดังกล่าว คือ การเปลี่ยนแปลงนโยบายของรัฐบาลจีนที่อนุญาตให้คนจีนเดินทางท่องเที่ยวในประเทศต่างๆ เพิ่มขึ้นจาก 4 ประเทศ (ก่อนปี พ.ศ. 2540) เป็น 135 ประเทศในปีพ.ศ. 2553 (ปรับปรุงเมื่อ 15 มีนาคม พ.ศ. 2553) (China National Tourism Administration, 2010) ทำให้คนจีนมีทางเลือกในการท่องเที่ยวมากขึ้น และคนจีนที่มีฐานะดีนิยมเลือกท่องเที่ยวในยุโรปหรือสหรัฐฯ ส่วนไทยกลายเป็นแหล่งท่องเที่ยวของคนจีนฐานะปานกลางที่ส่วนใหญ่ท่องเที่ยวแบบกรุ๊ปทัวร์ที่มีการใช้จ่ายต่ำ เป็นต้น

ตารางที่ 5

ค่าความยืดหยุ่นในระยะยาวก่อนและหลังปี พ.ศ. 2540 ที่ได้จากแบบจำลอง TVP-LRM

ตลาด/ประเทศต้นทาง	ค่าความยืดหยุ่นต่อ (ช่วงปี พ.ศ. 2528-2540)			ค่าความยืดหยุ่นต่อ (ช่วงปี พ.ศ. 2541-2552)			Chow-test (F-statistic)
	รายได้	ราคาของไทย	ราคาของคู่แข่ง	รายได้	ราคาของไทย	ราคาของคู่แข่ง	
มาเลเซีย	2.219***	3.624	-3.673	1.115***	-2.076***	1.212***	11.951***
สิงคโปร์	0.878**	0.522	0.038	0.747***	-0.830*	1.152***	3.898**
ญี่ปุ่น	2.131***	5.457	-3.055	1.374***	-1.921***	2.447***	4.016**
เกาหลีใต้	3.643***	-4.869	5.373**	3.618***	-5.432***	5.838***	1.862
จีน	2.157***	-0.505	1.326	1.889***	-1.701*	3.169*	5.449***
ฝรั่งเศส	3.111***	5.737	-3.036	1.875***	-0.803*	1.500***	4.143**
เยอรมนี	2.004***	0.423	0.849	1.520***	-1.594***	1.969***	3.672**
สหราชอาณาจักร	2.973**	-3.194**	4.096	3.163***	-2.216***	3.146***	3.010**
สหรัฐอเมริกา	1.710***	0.754	-0.100	1.332***	-0.334**	0.105	1.760
อินเดีย	0.642**	-1.482	1.244	0.911***	-0.467**	0.328***	2.783*
ออสเตรเลีย	1.274	-4.293	1.937	1.710***	-3.037***	2.322***	4.210**

หมายเหตุ: ค่าความยืดหยุ่นที่นำเสนอเป็นค่ากลาง (Median) ของค่าความยืดหยุ่นในแต่ละปีของช่วงเวลาดังกล่าว

*** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99%, ** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 95% และ * ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90%

ที่มา: จากการคำนวณ

3.4 ฤดูกาลการท่องเที่ยวและความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว

ผลการทดสอบความคงที่ของข้อมูลรายเดือนด้วย HEGY-test พบว่า ตัวแปรจำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติเกือบทั้งหมดมีอิทธิพลของฤดูกาล ส่วนตัวแปรราคาทั้งสองตัวแปรไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล สำหรับตัวแปรรายได้ สมมติให้ในแต่ละปีนักท่องเที่ยวมีรายได้คงที่ทุกๆ เดือน หรือไม่มีการเปลี่ยนแปลงรายได้เกิดขึ้นภายในรอบปี ในการกำหนดตัวแปรหุ่นของฤดูท่องเที่ยวที่แตกต่างกันในแต่ละตลาด ได้ประยุกต์ใช้วิธี X12-ARIMA แยกองค์ประกอบความเป็นฤดูกาลก่อนนำมาประเมินหาเดือนที่เป็นฤดูท่องเที่ยวตามวิธีที่เสนอโดย อัครพงศ์ อ้นทอง และ มิ่งสรรพ ขาวสอาด (2552) โดยแบ่งการประเมินออกเป็น 4 ช่วง ตามการเติบโตของการท่องเที่ยวไทย คือ ระหว่างปี พ.ศ. 2528-2535 พ.ศ. 2536-2540 พ.ศ. 2541-2546 และ พ.ศ. 2547-2552 (ประเมินจากอัตราการเติบโต) ในที่สุดจะได้เดือนที่เป็นฤดูท่องเที่ยวของแต่ละตลาดดังแสดงในตารางที่ 6

ตารางที่ 6

ผลการทดสอบ Seasonal unit root และเดือนที่เป็นฤดูท่องเที่ยวของแต่ละตลาด

ตลาด/ประเทศต้นทาง	ข้อมูลที่ถูก Integrated ที่ (ทดสอบด้วย HEGY-test)			เดือนที่เป็นฤดูท่องเที่ยว (ระหว่างปี พ.ศ. 2528-2552)
	lnNTA	lnRPT	lnRPS	
มาเลเซีย	I(1,0)	I(1,0)	I(0,0)	ก.พ., เม.ย.-พ.ค., ส.ค., พ.ย.-ธ.ค.
สิงคโปร์	I(1,1)	I(1,0)	I(0,0)	มิ.ย., พ.ย.- ธ.ค.
ญี่ปุ่น	I(1,0)	I(0,0)	I(0,0)	ม.ค.-มี.ค., ส.ค.-ก.ย., พ.ย.-ธ.ค.
เกาหลีใต้	I(1,1)	I(0,0)	I(0,0)	ม.ค., มี.ค., ส.ค., พ.ย.-ธ.ค.
จีน	I(1,0)	I(0,0)	I(1,0)	ม.ค.-ก.พ., เม.ย., ก.ค.-ส.ค., พ.ย.-ธ.ค.
ฝรั่งเศส	I(1,1)	I(0,0)	I(0,0)	ม.ค.-เม.ย., ส.ค., พ.ย.-ธ.ค.
เยอรมนี	I(1,1)	I(0,0)	I(1,0)	ม.ค.-มี.ค., ต.ค.-ธ.ค.
สหราชอาณาจักร	I(1,1)	I(1,0)	I(0,0)	ม.ค.-เม.ย., ต.ค.-ธ.ค.
สหรัฐอเมริกา	I(1,1)	I(1,0)	I(1,0)	ม.ค.-มี.ค., มิ.ย., ต.ค.-ธ.ค.
อินเดีย	I(1,0)	I(1,0)	I(1,0)	พ.ค.-มิ.ย., ก.ย.-ต.ค., ธ.ค.
ออสเตรเลีย	I(1,0)	I(1,0)	I(0,0)	ม.ค., ก.ค., ก.ย.-ต.ค., ธ.ค.

ที่มา: จากการคำนวณ

การทดสอบ Cointegration ด้วยวิธี Two-step residual-based ของ Engle and Granger (1987) โดยใช้ HEGY-test ทดสอบค่าคลาดเคลื่อนของแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยที่พัฒนาจากข้อมูลรายเดือน พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนดังกล่าวมีความคงที่ที่ $I(0,0)$ ทุกตลาด ณ ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90% แสดงว่า ตัวแปรในแบบจำลองดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว หรือมี Cointegration (ตารางที่ 7)

ตารางที่ 7

ผลการทดสอบ Seasonal unit root ของค่าคลาดเคลื่อนของแบบจำลองที่พัฒนาจากข้อมูลรายเดือน

ตลาด/ประเทศต้นทาง	$t(\pi_1)$	$F(\pi_{2-12})$	Lags	LB statistic (36) ¹
มาเลเซีย	-3.128**	19.294***	1	22.410
สิงคโปร์	-3.524***	15.693***	2	21.409
ญี่ปุ่น	-2.568*	10.788***	2	27.113
เกาหลีใต้	-2.990**	12.883***	1	26.244
จีน	-3.370***	26.231***	1	19.969
ฝรั่งเศส	-3.381**	13.766***	2	19.742
เยอรมนี	-2.616*	14.628***	2	24.839
สหราชอาณาจักร	-2.791*	12.520***	1	21.159
สหรัฐอเมริกา	-2.598*	8.119***	1	20.705
อินเดีย	-2.902**	9.802***	1	20.817
ออสเตรเลีย	-3.128**	14.670***	1	24.132

หมายเหตุ: ¹ LB statistic คือ Ljung-Box statistic ใช้ทดสอบคุณสมบัติ White noise ของค่าคลาดเคลื่อน

*** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99%, ** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 95% และ * ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90%

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการประมาณค่าความยืดหยุ่นด้วยวิธี OLS (ตารางที่ 8) พบว่า ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาในช่วงฤดูและนอกฤดูท่องเที่ยวมีค่าไม่แตกต่างกัน ณ ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90% ยกเว้น อินเดีย ผลลัพธ์ดังกล่าวสะท้อนให้เห็นว่า ในระยะยาวฤดูกาลในการท่องเที่ยวไม่มีผลต่อความยืดหยุ่นต่อราคาของการท่องเที่ยวไทย ยกเว้น อินเดีย ซึ่งมีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาน้อยในช่วงนอกฤดูท่องเที่ยว และมีค่าเป็นบวกในช่วงฤดูท่องเที่ยว อาจเป็นเพราะว่า คนอินเดียที่เดินทางมาท่องเที่ยวไทยในช่วงฤดูท่องเที่ยว ส่วนใหญ่มีฐานะดีและมีกำลังซื้อสูง นิยมท่องเที่ยวกับครอบครัว หรือมาฮันนีมูน (Honeymoon) นอกจากนี้ยังนิยมจัดงานแต่งงานและประชุมสัมมนาที่ไทยในช่วงเวลาดังกล่าว ดังนั้นราคาจึงไม่ใช่ปัจจัยหลักในการตัดสินใจเลือกท่องเที่ยวในไทย และไทยมีความได้เปรียบในเรื่องสถานที่ตั้งและราคาเมื่อเทียบกับยุโรป สหรัฐฯ และกลุ่มประเทศในเอเชียตะวันออก

ตารางที่ 8

ค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาวที่พัฒนาจากข้อมูลรายเดือน

ตลาด/ประเทศต้นทาง	ค่าความยืดหยุ่นต่อ			Wald test (F-statistic)		
	รายได้	ราคาของไทยในช่วง		ราคาของคู่แข่ง	$\mathcal{E}_H = \mathcal{E}_L$	P-value
		ฤดูท่องเที่ยว ($\mathcal{E}_H$)	นอกฤดูท่องเที่ยว ($\mathcal{E}_L$)			
มาเลเซีย	1.136	-0.894	-0.817	1.177	0.239	0.625
สิงคโปร์	0.846	-0.792	-0.643	1.073	0.740	0.391
ญี่ปุ่น	1.392	-1.504	-1.732	2.228	2.607	0.108
เกาหลีใต้	3.556	-4.438	-4.510	4.732	0.060	0.807
จีน	1.510	-2.952	-2.828	4.836	0.149	0.700
ฝรั่งเศส	1.831	-1.349	-1.048	1.425	2.453	0.118
เยอรมนี	1.321	-1.275	-1.066	1.344	1.893	0.170
สหราชอาณาจักร	3.083	-1.977	-1.916	2.766	0.128	0.721
สหรัฐอเมริกา	3.503	-0.126	-0.057	0.391	1.304	0.255
อินเดีย	0.752	0.135	-0.308	0.191	5.277	0.022
ออสเตรเลีย	1.882	-2.390	-2.334	1.901	0.095	0.759

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 9 แสดงผลการเปรียบเทียบค่าความยืดหยุ่นในระยะยาวที่พัฒนาจากข้อมูลรายปี และรายเดือนที่ปรับฤดูกาลด้วยวิธี X12-ARIMA พบว่า ส่วนใหญ่ค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้ ราคา และความยืดหยุ่นไขว้ของทั้งสองแบบจำลองมีค่าเท่ากันที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90% ยกเว้น บางตลาด เช่น เกาหลีใต้ (มีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาแตกต่างกัน) สหรัฐฯ (มีค่าความ

ยึดหยุ่นต่อรายได้และความยืดหยุ่นไขว้แตกต่างกัน) เป็นต้น แต่เป็นที่น่าสังเกตว่า Pool model จะมีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาและความยืดหยุ่นไขว้แตกต่างกันที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% แสดงว่า หากพิจารณาในภาพรวม การพัฒนาแบบจำลองโดยใช้ข้อมูลรายเดือนที่มีจำนวนตัวอย่างมากกว่าจะให้ค่าความยืดหยุ่นแตกต่างจากการพัฒนาโดยใช้ข้อมูลรายปี แต่อย่างไรก็ตามในระดับรายตลาดกลับพบว่า การพัฒนาแบบจำลองจากข้อมูลทั้งสองแบบให้ค่าความยืดหยุ่นไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ยกเว้น บางตลาดที่ข้อมูลรายปีไม่สามารถสะท้อนความผันผวนที่เกิดขึ้นในรายเดือนได้ทั้งหมด ทำให้ค่าความยืดหยุ่นของแบบจำลองที่พัฒนาจากข้อมูลรายปีและรายเดือนแตกต่างกัน เช่น เกาหลีใต้ สหรัฐฯ เป็นต้น นอกจากนี้เป็นที่น่าสังเกตว่า หากพิจารณาที่ระดับความเชื่อทางสถิติที่ 90% ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาของแบบจำลองที่พัฒนาจากข้อมูลรายปีและรายเดือนมีความแตกต่างกันในหลายๆ ตลาด ซึ่งอาจเป็นผลมาจากความผันผวนของการท่องเที่ยวไทยที่ได้รับผลกระทบจากเหตุการณ์วิกฤตที่เพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง หลังปี พ.ศ. 2546 ทำให้ข้อมูลรายเดือนในช่วงเวลาดังกล่าวเคลื่อนไหวแตกต่างจากข้อมูลรายปี ในขณะที่เดียวกันการใช้ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาผู้บริโภคของประเทศที่เป็นแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่ง อาจทำให้ความผันผวนที่เกิดขึ้นในรายเดือนของแต่ละประเทศถูกขจัดออกจากข้อมูล ส่งผลให้ความยืดหยุ่นไขว้มีค่าไม่แตกต่างกัน

ตารางที่ 9

การเปรียบเทียบค่าความยืดหยุ่นในระยะยาวที่พัฒนาจากข้อมูลรายปีและรายเดือน

ตลาด/ประเทศต้นทาง	ค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้			ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาของไทย			ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาของคู่แข่ง		
	ประเภทของข้อมูล		t-statistic ²	ประเภทของข้อมูล		t-statistic	ประเภทของข้อมูล		t-statistic
	รายปี	รายเดือน		รายปี	รายเดือน		รายปี	รายเดือน	
มาเลเซีย	1.318	1.006	8.765***	-1.450	-1.320	-0.886	1.207	1.241	-0.314
สิงคโปร์	0.793	0.812	-0.755	-0.895	-0.802	-1.04	1.273	1.117	-1.738*
ญี่ปุ่น	1.356	1.031	6.068***	-1.968	-2.113	1.713*	2.53	2.542	-0.119
เกาหลีใต้	3.432	3.630	-1.469	-5.652	-4.927	-3.855***	5.365	5.294	0.441
จีน	1.459	1.660	-1.047	-3.652	-3.243	-1.965*	5.482	5.507	-0.155
ฝรั่งเศส	1.616	1.720	-0.827	-0.875	-0.950	0.880	1.112	1.156	-0.602
เยอรมนี	1.525	1.322	1.941*	-1.555	-1.826	1.802*	1.874	1.875	-0.013
สหราชอาณาจักร	3.207	3.087	1.264	-2.085	-1.864	-1.948*	3.169	2.740	2.880
สหรัฐอเมริกา	1.335	3.569	-26.771***	-0.292	-0.135	-1.607	0.065	0.056	-4.203***
อินเดีย	0.911	0.911	-0.004	-0.470	-0.528	1.822*	0.328	0.356	-0.715
ออสเตรเลีย	1.742	1.532	1.906*	-2.847	-2.944	0.740	2.109	1.842	1.860*
Pool-Model¹	1.493	1.321	1.396	-1.570	-0.880	-6.455***	1.813	0.721	8.870***

หมายเหตุ: ¹ ใช้ Fixed effects model² ใช้ทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าสัมประสิทธิ์ที่ประมาณค่าจากข้อมูลรายปีและรายเดือน

*** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99%, ** ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 95% และ * ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 90%

ที่มา: จากการคำนวณ

4. การอภิปรายผลการศึกษา

ผลการศึกษาที่ได้สอดคล้องกับการศึกษาที่ผ่านมาที่ว่า การท่องเที่ยวไทยเป็นสินค้าฟุ่มเฟือยสำหรับนักท่องเที่ยวต่างชาติ ($\varepsilon_{GDP} > 1$) โดยเฉพาะตลาดหลักที่สำคัญทั้ง 11 ตลาด และอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในแต่ละตลาดมีการตอบสนองต่อราคาหรือมีค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทยแตกต่างกัน แต่ส่วนใหญ่จะตอบสนองต่อราคามาก ($\varepsilon_{RPT} > -1$) ยกเว้น สหรัฐฯ และอินเดียที่ตอบสนองต่อราคาน้อย ($\varepsilon_{RPT} < -1$) และเกือบทุกตลาดจะตอบสนองต่อราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนมากกว่าราคาการท่องเที่ยวไทย ($\varepsilon_{RPS} > \varepsilon_{RPT}$) นอกจากนี้ผลการศึกษายังแสดงให้เห็นว่า การศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวในระดับตลาดจะมีประโยชน์ต่อการวางแผน/นโยบายส่งเสริมการตลาดมากกว่าการศึกษาในระดับประเทศหรือภาพรวม

จากการศึกษามีข้อสังเกตและข้อค้นพบที่น่าสนใจสำหรับผู้สนใจศึกษาแบบจำลองอุปสงค์การท่องเที่ยวในอนาคต ดังนี้

ก. การศึกษาอุปสงค์ในระดับตลาด นอกจากจะให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำกว่าการศึกษาในระดับประเทศหรือภาพรวม (Kim and Moosa, 2005, pp.69-78; อัครพงศ์ อันทอง และปวีณา คำพุทะ, 2553, หน้า 61-86) ยังให้ค่าความยืดหยุ่นที่แตกต่างและให้รายละเอียดได้ดีกว่าด้วย เนื่องจากตลาดนักท่องเที่ยวที่แตกต่างกันย่อมมีพฤติกรรม การท่องเที่ยวและการตอบสนองต่อราคาและรายได้แตกต่างกัน การศึกษานี้ได้แสดงให้เห็นว่า ตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่แตกต่างกันมีความยืดหยุ่นต่อรายได้ ราคา และความยืดหยุ่นไขว้แตกต่างกัน ดังนั้นการพัฒนาแบบจำลองอุปสงค์ในภาพรวมอาจได้ผลลัพธ์ที่ไม่สอดคล้องกับความเป็นจริง และอาจนำมาสู่การตัดสินใจและวางนโยบายที่ผิดพลาดได้

ข. การศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวที่มีวัตถุประสงค์เพื่อทราบค่าความยืดหยุ่น ควรให้ความสำคัญกับที่มาและรายละเอียดของข้อมูลและตัวแปรที่ใช้ ซึ่งบทความนี้ได้แสดงให้เห็นว่า ตลาดนักท่องเที่ยวที่แตกต่างกันย่อมมีแหล่งท่องเที่ยวทดแทนที่แตกต่างกัน รวมทั้งมีฤดูกาลในการท่องเที่ยวที่แตกต่างกัน ดังนั้นการกำหนดตัวแปรเหล่านี้จะต้องวิเคราะห์และศึกษาในระดับรายละเอียดของแต่ละตลาด เพื่อให้ได้มาซึ่งตัวแปรที่เหมาะสมและสามารถสะท้อนถึงค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ที่แท้จริง

ค. การใช้นโยบายที่มีผลกระทบต่อราคาการท่องเที่ยวจะต้องพิจารณาพร้อมกับราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทน เนื่องจากในบางตลาดหรือในบางกรณีราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนอาจมีอิทธิพลหรือผลกระทบต่ออุปสงค์มากกว่าราคาการท่องเที่ยวในประเทศนั้นๆ อย่างเช่น ในกรณีของการศึกษานี้ พบว่า ค่าความยืดหยุ่นไขว้ในบางตลาด เช่น จีน ญี่ปุ่น สหราชอาณาจักร เป็นต้น มีค่ามากกว่าค่าความยืดหยุ่นต่อราคาค่อนข้างสูง ดังนั้นการเพิ่มขึ้นของราคาการท่องเที่ยวในแหล่งท่องเที่ยวทดแทนจะมีส่วนช่วยกระตุ้นให้นักท่องเที่ยวต่างชาติเปลี่ยนมาเลือกท่องเที่ยวในประเทศไทยมากกว่าการลดลงของราคาการท่องเที่ยวไทย

ง. การเปลี่ยนแปลงนโยบายที่มีผลกระทบต่อราคาการท่องเที่ยวและรายได้ของนักท่องเที่ยว เช่น การเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน เป็นต้น อาจมีผลทำให้โครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวมีการเปลี่ยนแปลงซึ่งสามารถทดสอบด้วยวิธี Chow-test หรือ Recursive OLS (Song, Witt and Li, 2009) และหากพบว่า มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างเกิดขึ้น แบบจำลอง TVP-LRM เป็นหนึ่งในแบบจำลองที่เหมาะสมในการนำมาใช้ศึกษาในกรณีดังกล่าว ดังเช่นใน

การศึกษานี้ได้พิสูจน์ให้เห็นแล้วว่าการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 มีส่วนทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอุปสงค์การท่องเที่ยวไทย โดยทำให้ค่าความยืดหยุ่นต่อราคาการท่องเที่ยวไทย และราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนมีการเปลี่ยนแปลง

จ. แม้ว่าตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติจะมีความเป็นฤดูกาลสูง แต่ความเป็นฤดูกาลดังกล่าวไม่ทำให้การตอบสนองต่อราคาของการท่องเที่ยวแตกต่างกันในระยะยาว กล่าวคือ ไม่มีความแตกต่างระหว่างค่าความยืดหยุ่นต่อราคาระหว่างช่วงฤดูและนอกฤดูท่องเที่ยว ซึ่งจากกรณีตัวอย่างของไทยจะเห็นได้อย่างชัดเจนว่า ตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่สำคัญเกือบทั้งหมดมีความยืดหยุ่นต่อราคาในช่วงฤดูและนอกฤดูท่องเที่ยวไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ดังนั้นในระยะยาวการดำเนินนโยบายใดๆ ที่มีผลกระทบต่อราคา เพื่อกระตุ้นการท่องเที่ยวในช่วงนอกฤดูท่องเที่ยวย่อมไม่ก่อให้เกิดผลที่แตกต่างจากในช่วงฤดูท่องเที่ยว

ฉ. ภายใต้อาณัติและความแปรปรวนของการท่องเที่ยวจากเหตุการณ์วิกฤตต่างๆ ที่เกิดขึ้นในปัจจุบัน การใช้ข้อมูลรายเดือนที่ปรับฤดูกาล ซึ่งมีจำนวนตัวอย่างมากกว่า อาจทำให้ได้ค่าความยืดหยุ่นที่แตกต่างจากข้อมูลรายปีในบางกรณี โดยเฉพาะในกรณีที่เกิดความผันผวนเพียงเล็กน้อยในข้อมูลรายเดือน เช่น การเกิดเหตุการณ์วิกฤต เป็นต้น ซึ่งข้อมูลรายปีจะไม่สามารถสะท้อนความผันผวนดังกล่าวได้ แต่อย่างไรก็ตามหากความผันผวนดังกล่าวมีความรุนแรงมากพอที่จะสะท้อนผ่านข้อมูลรายปีได้เช่นเดียวกับข้อมูลรายเดือน อย่างเช่น กรณีของวิกฤตการณ์โรค SARS ที่ข้อมูลรายปีและรายเดือนแสดงการลดลงของจำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติเหมือนกัน ดังนั้นการมีจำนวนช่วงเวลาที่ใช้ในการศึกษามากขึ้นจะมีประโยชน์หรือมีผลทำให้ค่าความยืดหยุ่นมีการเปลี่ยนแปลงมากกว่าการเพิ่มจำนวนข้อมูลด้วยการใช้ข้อมูลที่มีความถี่สูงกว่า แต่อยู่ในช่วงเวลาเดียวกัน

5. สรุปผลการศึกษาและข้อเสนอแนะ

บทความนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในระยะยาว โดยประยุกต์ใช้วิธีเศรษฐมิติที่หลากหลาย เพื่อเข้าใจและทราบถึงปัจจัยบางประการที่มีผลต่อค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์การท่องเที่ยว และได้มาซึ่งค่าความยืดหยุ่นที่น่าเชื่อถือและเที่ยงตรงมากที่สุด รวมทั้งเพื่อเป็นแนวทางให้กับผู้ที่สนใจศึกษาแบบจำลองอุปสงค์ที่ต้องการประเมินค่าความยืดหยุ่นในระยะยาวได้มีข้อมูลและข้อสังเกตบางประการ สำหรับประกอบการพิจารณาเพื่อพัฒนาแบบจำลองอุปสงค์ที่ใช้ในการศึกษา ผลการศึกษา พบว่า การท่องเที่ยวไทยเป็นสินค้า

ฟุ่มเฟือยในตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติที่สำคัญ โดยในภาพรวม อุปสงค์การท่องเที่ยวไทยมีค่าความยืดหยุ่นต่อรายได้และราคามากกว่า 1 (1.493 และ -1.570 ตามลำดับ) และมีค่าความยืดหยุ่นไขว้ (1.813) สูงกว่าค่าความยืดหยุ่นต่อราคา แสดงว่า การเปลี่ยนแปลงราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทนจะมีอิทธิพลต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวไทยมากกว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาการท่องเที่ยวไทย นอกจากนี้ยังพบว่า ตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติแต่ละตลาดมีความยืดหยุ่นแตกต่างกัน ส่วนการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนของไทยในปี พ.ศ. 2540 มีผลทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทยในแต่ละตลาด ยกเว้น เกาหลีใต้และสหรัฐฯ สำหรับอุปสงค์ของนักท่องเที่ยวต่างชาติในช่วงฤดูและนอกฤดูท่องเที่ยวมีค่าความยืดหยุ่นไม่แตกต่างกัน

ผลการศึกษาที่ได้ทำให้ทราบว่า การตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงของรายได้และราคาของนักท่องเที่ยวต่างชาติไม่ได้ขึ้นอยู่กับฤดูกาลในการท่องเที่ยว แต่ขึ้นอยู่กับความสมบูรณ์ของข้อมูลที่ได้รับและผลกระทบจากปัจจัยต่างๆ ที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในการจัดสรรงบประมาณในการท่องเที่ยว โดยการเปลี่ยนแปลงค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์จะต้องอาศัยระยะเวลาหนึ่งในการเปลี่ยนแปลง ยกเว้น ในกรณีการเปลี่ยนแปลงนโยบายที่มีผลกระทบต่อรายได้ของนักท่องเที่ยว หรือราคาของแหล่งท่องเที่ยว โดยการเปลี่ยนแปลงดังกล่าวจะต้องมากพอที่จะทำให้นักท่องเที่ยวมีการเปลี่ยนแปลงการจัดสรรงบประมาณในการท่องเที่ยวของตนเองใหม่ เช่น การเกิดวิกฤตเศรษฐกิจ การเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน เป็นต้น

จากการศึกษาสะท้อนให้เห็นว่า ควรมีการดำเนินนโยบายส่งเสริมการตลาดหรือนโยบายเกี่ยวกับการกระตุ้นการท่องเที่ยวไทยให้สอดคล้องกับความแตกต่างของตลาดนักท่องเที่ยวต่างชาติแต่ละตลาด โดยเฉพาะนโยบายที่มีผลกระทบต่อราคา เนื่องจากนักท่องเที่ยวแต่ละตลาดมีการตอบสนองต่อราคาและรายได้แตกต่างกัน นอกจากนี้ควรติดตามการดำเนินนโยบายของแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่ง โดยเฉพาะนโยบายที่เกี่ยวข้องกับราคา เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงราคาของแหล่งท่องเที่ยวทดแทน/คู่แข่งมีผลกระทบต่ออุปสงค์การท่องเที่ยวไทยมากกว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาการท่องเที่ยวไทย ในขณะเดียวกัน ไม่ควรดำเนินนโยบายที่เกี่ยวข้องกับราคาที่แตกต่างกันระหว่างช่วงฤดูและนอกฤดูท่องเที่ยว แต่ควรจัดกิจกรรมส่งเสริมการท่องเที่ยวในลักษณะอื่นๆ เช่น การส่งเสริมการท่องเที่ยวช่วงสุดสัปดาห์สำหรับนักท่องเที่ยวสิงคโปร์ มาเลเซีย ฮองกง เป็นต้น หรือการจัดเทศกาลอาหารไทย หรือเทศกาลประเพณีต่างๆ ในช่วงนอกฤดูท่องเที่ยว เป็นต้น

เอกสารอ้างอิง

Article in Journal:

อัศวพงศ์ อ้นทอง และปวีณา คำพุททะ (2552) การพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่เดินทางมาท่องเที่ยวในประเทศไทยโดยใช้แบบจำลอง SARIMA Intervention, *วารสารวิชาการมหาวิทยาลัยอุบลราชธานี*, 11(1), หน้า 196-214.

อัศวพงศ์ อ้นทอง และปวีณา คำพุททะ (2553) การตรวจสอบลักษณะของข้อมูลอนุกรมเวลาสำหรับการพยากรณ์อุปสงค์การท่องเที่ยวในประเทศไทย, *วารสารมนุษยศาสตร์และสังคม มหาวิทยาลัยอุบลราชธานี*, 1(1), หน้า 61-86.

อัศวพงศ์ อ้นทอง และมิ่งสรรพ ขาวสะอาด (2552) ความเป็นฤดูกาลของการท่องเที่ยวในจังหวัดเชียงใหม่, *วารสารเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์*, 16(2), หน้า 32-47.

Beaulieu, J.J. and Miron, J.A. (1993) Seasonal unit roots in aggregate U.S. data, *Journal of Econometrics*, 55(1-2), pp. 305-328.

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

Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), pp. 427-431.

Dwyer, L., Forsyth, P. and Rao, P. (2000) The price competitiveness of travel and tourism: A comparison of 19 destinations, *Tourism Management*, 21(1), pp. 9-22.

Engle R.F. and Granger, C.W.J. (1987) Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.

Fernandez-Morales, A. and Mayorga-Toledano, M.C. (2008) Seasonal concentration of the hotel demand in Costa del Sol: a decomposition by nationalities, *Tourism Management*, 29(5), pp. 940-949.

- Franses, P.H. (1991) Seasonality, non-stationarity and the forecasting of monthly time series, *International Journal of Forecasting*, 7(2), pp. 199-208.
- Franses, P.H. and Hobijn, B. (1997) Critical values for unit root tests in seasonal time series, *Journal of Applied Statistics*, 24(1), pp. 25-48.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974) Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2(2), pp. 111-120.
- Habibi, F. and Rahim, K.A. (2009) A bound test approach to cointegration of tourism demand, *American Journal of Economics and Business Administration*, 1(2), pp. 165-172.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. and Yoo, B.S. (1990) Seasonal integration and cointegration, *Journal of Econometrics*, 44(1-2), pp. 215-238.
- Ibrahim, M.H., Padli, J. and Baharom, A.H. (2009) Long-run relationships and dynamic interactions between housing and stock price in Thailand, *Asia Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 5(1), pp. 93-105.
- Johansen, S. (1988) Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3), pp. 231-254.
- Johansen, S. and 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), pp. 169-210.
- Kao, C. (1999) Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90(1), pp. 1-44.
- Kim, J.H. and Moosa, I.A. (2005) Forecasting international tourist flows to Australia: a comparison between the direct and indirect methods, *Tourism Management*, 26 (1), pp. 69-78.

- Kim, S.S., Gou, Y. and Agrusa, J. (2005) Preference and positioning analyses of overseas destination by mainland Chinese outbound pleasure tourists, *Journal of Travel Research*, 44(2), pp. 212-220.
- Koenig-Lewis, N. and Bischoff, E.E. (2004) Analyzing seasonality in Welsh room occupancy data, *Annals of Tourism Research*, 31(2), pp. 374-392.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54(1-3), pp. 159-178.
- Li, G., Song, H. and Witt, S.F. (2005) Recent developments in econometric modeling and forecasting, *Journal of Travel Research*, 44(1), pp. 82-99.
- Li, G., Song, H. and Witt, S.F. (2006) Time varying parameter and fixed parameter linear AIDS: an application to tourism demand forecasting, *International Journal of Forecasting*, 22(1), pp. 57-71.
- Li, G., Wong, K.K.F., Song, H. and Witt, S.F. (2006) Tourism demand forecasting: a time varying parameter error correction model, *Journal of Travel Research*, 45(2), pp. 175-185.
- Masih, R. and Masih, M.M. (1996) Stock-Watson dynamic OLS (DOLS) and error-correction modelling approaches to estimating long- and short-run elasticities in a demand function: New evidence and methodological implications from an application to the demand for coal in mainland China, *Energy Economics*, 18(4), pp. 315-334.
- Narayan, P.K. (2004) Fiji's tourism demand: the ARDL approach to cointegration, *Tourism Economics*, 10(2), pp. 193-206.
- Narayan, P.K. and Narayan, S. (2005) Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework, *Economic Modelling*, 22(3), pp. 423-438.

- Newey, W.K. and West, K.D. (1987) A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55(3), pp. 703-708.
- Panopoulou, E. and 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), pp. 585-617.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001) Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- Phillips, P.C.B and Perron, P. (1988) Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346
- Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E. (1990) Statistical inference in instrumental variable regression with I(1) processes, *Review of Economic Studies*, 57(1), pp. 99-125.
- Phillips, P.C.B. and Loretan, M. (1991) Estimating long-run economic equilibria, *Review of Economic Studies*, 58(3), pp. 407-436.
- Said, E. and Dickey, D.A. (1984) Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order, *Biometrika*, 71(3), pp. 599-607
- Saikkonen, P. (1991) Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions, *Econometric Theory*, 7(1), pp. 1-21.
- Song, H. and Li, G. (2008) Tourism demand modelling and forecasting—a review of recent research, *Tourism Management*, 29(2), pp. 203-220.
- Song, H., Kim, J.H. and Yang, S. (2010) Confidence intervals for tourism demand elasticity, *Annals of Tourism Research*, 37(2), pp. 377-396.
- Song, H., Witt, S.F. and Li, G. (2003) Modelling and forecasting the demand for Thai tourism, *Tourism Economics*, 9(4), pp. 363-387.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. (1993) A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61(4), pp. 783-820.

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

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

Vogt, M.G. and Wittayakorn, C. (1998) Determinants of the demand for Thailand's Exports of tourism, *Applied Economics*, 30(6), pp. 711-715

White, H. (1980) A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, 48(4), pp. 817-838.

Book:

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

Enders, W. (2004) Applied Econometric Time Series, 2nd ed. (New York: John Wiley & Sons).

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

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

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

Song, H. and Witt, F.S. (2000) Tourism Demand Modelling and Forecasting: Modern Econometric Approach. (Oxford: Pergamon).

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

Studenmund, A.H. (2006) Using Econometrics: A Practical Guide, 5th ed. (Boston: Pearson Education).

Paper/Report:

Habibullah, M.S. and Baharom, A.H. (2008) Crime and economic conditions in Malaysia: An ARDL bounds testing approach, *MPRA Paper No. 11910*, Munich Personal RePEc Archive.

Narayan, P.K. (2004) Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji. *Discussion Papers No. 02/04*, Department of Economics, Monash University.

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

UNWTO (2010) UNWTO World Tourism Barometer, Volume 8, No 2, June 2010.

World Economic Forum (2009) The Travel & Tourism Competitiveness Report 2009- Managing in a Time of Turbulence. (Geneva: World Economics Forum).

WTTC. (2010) Travel & Tourism Economic Impact: Thailand 2009. (London: World Travel & Tourism Council).

Thesis:

Maeta Chumni (2001) Tourism Demand Model: Determinants of Thailand's International Tourist Receipts, Mater Thesis. Faculty of Economics, Chulalongkorn University Bangkok.

Website:

กระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา (2553) International Tourist Arrivals to Thailand by Nationality (January-December 2009). Available at <http://www.tourism.go.th/2009/th/statistic/tourism.php> (accessed 16 June 2010).

China National Tourism Administration (2010) The Outbound tourism has been open to destination countries (regions). Available at <http://www.cnta.gov.cn/html/2009-5/2009-5-13-10-53-54953.html> (accessed March 14, 2011).