



Received: 05 December 2013

Received in revised form: 6 April 2014

Accepted: 1 May 2014

Examining the Tourism-led Growth Hypothesis: A Case Study of Thailand*

Akarapong Untong**

School of Tourism Development, Maejo University Chiang Mai, Thailand

This article examines tourism-led growth hypothesis (TLG) in case of Thailand, using Johansen approach, ARDL bounds test, and Granger causality test under two different time periods. The first period, 1960-1979, is the era of product development while the second period, 1980-2012, is the result of the development in the first period. The results of the study show that continuous tourism development policies of Thailand over half a century, 1960-2012, recently achieved to led economic growth in the past three decades (1980-2012) (accept the hypothesis of TLG). The first two decades of the development (1960-1979) is the period that economic growth led tourism expansion (reject the hypothesis of TLG). That is because this period has investment to prepare for expansion of tourism in the future. This study suggests that the government of Thailand should focus on tourism development and management policy to raise the standard of Thailand tourism more than investment in physical development. As well as support the development of sectors that may have spillover effect on the tourism sector such as transportation, restaurant, real estate, shopping, etc.

Keywords: Thailand tourism development, economic growth, tourism-led growth hypothesis

JEL Classification: C01, C22, F43, O11

* The author thanks Prof. Dr. Mingsarn Kaosa-ard for comments on the earlier version of this paper.

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



การตรวจสอบสมมติฐาน Tourism-led Growth: กรณีศึกษาประเทศไทย*

อัครพงศ์ อ้นทอง**

คณะพัฒนาการท่องเที่ยว มหาวิทยาลัยแม่โจ้ อ.สันทราย จ.เชียงใหม่ 50290 อีเมล: akarapong_un@hotmail.com

บทคัดย่อ

บทความนี้ตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth (TLG) กรณีศึกษาประเทศไทย โดยประยุกต์ใช้วิธี Johansen test, ARDL bounds test และ Granger causality test ภายใต้วงเวลาที่แตกต่างกัน 2 ช่วงคือ ช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 ที่เป็นยุคการพัฒนาผลิตภัณฑ์และช่วงปี พ.ศ. 2523-2555 ที่เป็นผลจากการพัฒนาในช่วงแรก ผลการศึกษาพบว่า ความต่อเนื่องของนโยบาย การพัฒนาการท่องเที่ยวของไทยกว่ากึ่งศตวรรษ (พ.ศ. 2503-2555) เริ่มสัมฤทธิ์ผลในการกระตุ้นให้เกิดการเติบโตทางเศรษฐกิจในช่วงสามทศวรรษที่ผ่านมา (พ.ศ. 2523-2555) (ยอมรับสมมติฐาน TLG) โดยสองทศวรรษแรกของการพัฒนา (พ.ศ. 2503-2522) เป็นช่วงที่การเติบโตทางเศรษฐกิจผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัว (ปฏิเสธสมมติฐาน TLG) เนื่องจากเป็นช่วงที่มีลงทุนเพื่อเตรียมความพร้อมสำหรับรองรับการขยายตัวของการท่องเที่ยวในอนาคต การศึกษานี้เสนอว่า ภาครัฐควรให้ความสำคัญกับนโยบายการพัฒนาและการจัดการการท่องเที่ยวเพื่อยกระดับมาตรฐานการท่องเที่ยวไทยมากกว่าการลงทุนพัฒนาด้านกายภาพ รวมทั้งการสนับสนุนการพัฒนาภาคเศรษฐกิจที่มีผลกระทบต่อเนื่องกับภาคเศรษฐกิจการท่องเที่ยว เช่น การขนส่ง ร้านอาหาร อสังหาริมทรัพย์ ช้อปปิ้ง เป็นต้น

คำสำคัญ: การพัฒนาการท่องเที่ยวไทย การเติบโตทางเศรษฐกิจ สมมติฐาน tourism-led growth

บทนำ

การศึกษาเชิงประจักษ์ถึงผลประโยชน์ของการพัฒนาการท่องเที่ยวที่ผ่านมา แสดงให้เห็นว่าการขยายตัวของการท่องเที่ยวมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เศรษฐกิจเติบโตทั้งในระยะสั้นและระยะยาว สามารถแบ่งการศึกษาออกเป็น 2 กลุ่ม คือ 1) การประเมินผลกระทบของการท่องเที่ยวที่มีต่อเศรษฐกิจ (economic impact) โดยใช้ Keynesian multiplier (Archer, 1984; Burgan & Muler, 1992; Mayer, Müller, Woltering, Arnegger, & Job, 2010) Input-Output analysis (Archer & Fletcher, 1996; Cromphton, Lee, & Shuster, 2001; Polo & Valle, 2008) และแบบจำลอง

*ผู้เขียนขอขอบคุณ ศ.ดร.มิ่งสรรพ ขาวสอาด สำหรับคำแนะนำในการปรับปรุงบทความฉบับนี้ให้มีความสมบูรณ์มากขึ้น

** ติดต่อผู้เขียน: คุณอัครพงศ์ อ้นทอง คณะพัฒนาการท่องเที่ยว มหาวิทยาลัยแม่โจ้ 63 หมู่ 4 ต.หนองหาร อ.สันทราย จ.เชียงใหม่ 50290 โทรศัพท์: 053 873289 แฟกซ์: 053 873261 อีเมล: akarapong_un@hotmail.com

computable general equilibrium (CGE) (Narayan, 2004b; Polo & Valle, 2008; Wattanakuljarus & Coxhead, 2008; Li, Blake, & Cooper, 2011) และ 2) การตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth (TLG) ภายใต้แนวคิดที่ว่า การเติบโตทางเศรษฐกิจไม่ได้เกิดจากการเพิ่มทุนและแรงงานเท่านั้น แต่การขยายตัวของการท่องเที่ยวมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เศรษฐกิจเติบโตได้เช่นเดียวกับสินค้าส่งออกอื่นๆ (Balaguer & Cantavella-Jordá, 2002; Nowak, Sahli, & Conrtés-Jiménez, 2007; Cortés-Jiménez & Pulina, 2010)

นโยบายส่งเสริมการท่องเที่ยวอาจนำมาสู่การลงทุนและพัฒนาโครงสร้างพื้นฐาน และสิ่งอำนวยความสะดวกสำหรับรองรับการขยายตัวของนักท่องเที่ยวในอนาคต การลงทุนเหล่านี้กระตุ้นให้เศรษฐกิจเติบโตก่อนการขยายตัวของภาคเศรษฐกิจการท่องเที่ยว ดังนั้นการขยายตัวของการท่องเที่ยวในกรณีดังกล่าวจึงเป็นผลจากการลงทุน (investment) ไม่ใช่การค้า (trade) เหมือนกับกรณีของการส่งออก ทำให้เสมือนว่าการเติบโตของเศรษฐกิจผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัว หากพิจารณาตามวัฏจักรของการพัฒนาการท่องเที่ยว พบว่า ในเวลาต่อมาการขยายตัวของการท่องเที่ยวจะมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เศรษฐกิจเติบโต ดังนั้นหากพิจารณาในระยะยาวการขยายตัวของการท่องเที่ยวและการเติบโตทางเศรษฐกิจอาจมีความสัมพันธ์สองทิศทาง และทิศทางความสัมพันธ์อาจขึ้นอยู่กับช่วงของพัฒนาการการท่องเที่ยว ดังนั้นการตรวจสอบสมมติฐาน TLG จึงควรพิจารณาร่วมกับวิวัฒนาการของพัฒนาการการท่องเที่ยวในแต่ละประเทศ

ประเทศไทยมีนโยบายส่งเสริมและพัฒนาการท่องเที่ยวมาอย่างต่อเนื่องกว่ากึ่งศตวรรษ โดยเริ่มให้ความสำคัญกับการพัฒนาการท่องเที่ยวตั้งแต่ปี พ.ศ. 2493 ก่อนที่จะตั้งองค์การส่งเสริมการท่องเที่ยวในปี พ.ศ. 2503 และเปลี่ยนเป็นการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทยในปี พ.ศ. 2522 จนกระทั่งปี พ.ศ. 2545 มีการจัดตั้งกระทรวงการท่องเที่ยวและกีฬา เพื่อส่งเสริม สนับสนุน และพัฒนาอุตสาหกรรมท่องเที่ยว การกีฬา และนันทนาการ รวมทั้งดูแลในเรื่องของนโยบายและการพัฒนาการท่องเที่ยวของไทย ขณะที่การท่องเที่ยวแห่งประเทศไทยยังคงดูแลด้านการตลาดและการประชาสัมพันธ์การท่องเที่ยวไทย ทั้งนี้ Untong (2012a) ได้แบ่งวิวัฒนาการของพัฒนาการการท่องเที่ยวไทยออกเป็น 4 ยุค คือ 1) ยุคการพัฒนาผลิตภัณฑ์ (product development) ระหว่างปี พ.ศ. 2503-2522 2) ยุคการส่งเสริมการขาย (promotion effort) ระหว่างปี พ.ศ. 2523-2533 3) ยุคการปรับฐาน (consolidation) ระหว่างปี พ.ศ. 2534-2545 และ 4) ยุคความไม่เสถียรภาพ (instability) ระหว่างปี พ.ศ. 2546-ปัจจุบัน (พ.ศ. 2555)

จากวิวัฒนาการดังกล่าว อาจเป็นไปได้ว่ากว่า 20 ปี (พ.ศ. 2503-2522) ของยุคการพัฒนาผลิตภัณฑ์ที่มีการลงทุนพัฒนาสาธารณูปโภคและสิ่งอำนวยความสะดวก เช่น สนามบิน โรงแรม เป็นต้น เพื่อรองรับการขยายตัวของการท่องเที่ยวในอนาคต (Untong, 2012a) เป็นช่วงที่การเติบโต

ทางเศรษฐกิจผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัว ต่อมาเมื่อการท่องเที่ยวมีการขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องและเป็นหนึ่งในภาคเศรษฐกิจสำคัญที่ขับเคลื่อนเศรษฐกิจไทย ทำให้การขยายตัวของการท่องเที่ยวมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เศรษฐกิจของไทยเติบโต (ช่วงปี พ.ศ. 2523 ถึง ปัจจุบัน) ดังนั้นบทความนี้จึงมีวัตถุประสงค์ที่จะตรวจสอบสมมติฐานดังกล่าวเพื่อแสดงให้เห็นถึงบทบาทความสำคัญของภาคเศรษฐกิจการท่องเที่ยวที่มีต่อเศรษฐกิจไทย รวมทั้งสะท้อนให้เห็นถึงต้นทุนค่าเสียโอกาสของการพัฒนาการท่องเที่ยวในประเทศไทย ทั้งนี้ผลลัพธ์จากการทดสอบสมมติฐานยังทำให้เกิดความเข้าใจเพิ่มขึ้นเกี่ยวกับการพัฒนาการท่องเที่ยวไทยในช่วงกว่าครึ่งศตวรรษที่ผ่านมา ซึ่งเป็นข้อมูลพื้นฐานสำคัญในการวางแผนพัฒนาการท่องเที่ยวไทยในอนาคต

หัวข้อต่อไปกล่าวถึงการศึกษาในอดีตเกี่ยวกับการตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth จากนั้นเป็นการนำเสนอวิธีการศึกษาและผลการศึกษาเชิงประจักษ์ ตามด้วยบทสรุปที่ได้จากการศึกษา

บททวนวรรณกรรม

การตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth (TLG) ได้รับความสนใจเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องในช่วงทศวรรษที่ผ่านมา สมมติฐาน TLG ประยุกต์จากสมมติฐาน export-led growth (ELG) ที่ว่า การเติบโตทางเศรษฐกิจในระยะยาวของประเทศสามารถอธิบายด้วยการขยายตัวของการท่องเที่ยว เช่นเดียวกับการส่งออก (Balaguer & Cantavella-Jordá, 2002; Dritsakis, 2004; Nowak et al., 2007; Cortés-Jiménez & Pulina, 2010) เนื่องจากการขยายตัวของการท่องเที่ยวกระตุ้นให้เศรษฐกิจเติบโตในระยะยาวได้หลายช่องทาง เช่น นำมาซึ่งรายรับที่เป็นเงินตราต่างประเทศ ดึงดูดการลงทุนทางตรงจากต่างประเทศ (foreign direct investment) กระตุ้นการลงทุนในสาธารณูปโภค ส่งผลกระทบทั้งทางตรง (direct) ทางอ้อม (indirect) และผลกระทบที่ถูกทำให้เกิดขึ้น (induced effect) ต่อภาคเศรษฐกิจอื่นๆ ก่อให้เกิดการจ้างงานและทำให้ประชาชนมีรายได้เพิ่มขึ้น เป็นต้น นอกจากนี้การขยายตัวของการท่องเที่ยวยังก่อให้เกิดการเผยแพร่ความรู้ทางเทคนิค (technical knowledge) กระตุ้นให้เกิดการวิจัยและพัฒนา (research and development) และเกิดการสะสมทุนมนุษย์ (human capital) (Brida & Risso, 2010) ดังนั้นโดยทั่วไปสมมติฐาน TLG จึงถูกยอมรับเมื่อการขยายตัวของการท่องเที่ยวกระตุ้นให้เศรษฐกิจเติบโตในรูปแบบ spillover และผลกระทบภายนอก (externalities) ในลักษณะหรือรูปแบบที่แตกต่างกัน (Balaguer & Cantavella-Jordá, 2002; Dritsakis, 2004; Sahli & Nowak, 2007; Brida & Risso, 2010)

อย่างไรก็ตาม มีการศึกษาบางชิ้น เช่น Oh (2005) Katircioglu (2009) เป็นต้น พบว่าการเติบโตทางเศรษฐกิจสามารถผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัว ด้วยเหตุผลสำคัญ 2 ประการ คือ

1) ผลกระทบทางตรงของการขยายตัวทางเศรษฐกิจที่เกิดจากการพัฒนาโครงสร้างพื้นฐาน การเตรียมความพร้อมสำหรับการลงทุนด้านการท่องเที่ยว การพัฒนาสิ่งอำนวยความสะดวกสำหรับรองรับนักท่องเที่ยว การปรับปรุงและส่งเสริมภาพลักษณ์ทั้งในเรื่องความปลอดภัยและความน่าสนใจ การเพิ่มขึ้นของธุรกิจการเดินทาง การพัฒนากิจกรรมด้านการท่องเที่ยวและการส่งเสริมการตลาดซึ่งเป็นไปตามวัฏจักรของการพัฒนาการท่องเที่ยว (tourism area life cycle) 2) ผลกระทบทางอ้อมกล่าวคือ การเติบโตทางเศรษฐกิจทำให้เกิดการเพิ่มขึ้นของการลงทุนในทรัพยากรมนุษย์และผลิตภาพปัจจัยการผลิตรวม (total factor productivity: TFP) โดยเฉพาะการเปลี่ยนแปลงใน TFP อาจมีผลให้อัตราส่วนการค้า (terms of trade) ของประเทศดีขึ้น ตามสมมติฐานของ Balassa-Samuelson ที่ว่า การเติบโตของ TFP มีส่วนช่วยเพิ่มราคาสินค้าที่ไม่มีการค้า (non-tradable goods) ซึ่งการท่องเที่ยวเป็นสินค้าในกลุ่มนี้ ดังนั้นการเติบโตทางเศรษฐกิจอันเป็นผลมาจากการเพิ่มขึ้นของ TFP จึงมีส่วนทำให้รายได้จากการท่องเที่ยวเพิ่มขึ้น

การทดสอบสมมติฐาน TLG ที่ผ่านมามีการศึกษาทั้งแบบรายประเทศ (single country) เช่น Balaguer & Cantavella-Jordá (2002), Dritsakis (2004) และ Katircioglu (2009, 2010) เป็นต้น และแบบหลายประเทศ (multiple countries) เช่น Eugenio-Martin & Morales (2004) Brau, Lanza, & Pigliaru (2005, 2007) และ Figini & Vici (2010) เป็นต้น ภายใต้ช่วงเวลาและวิธีการตรวจสอบที่แตกต่างกัน วิธีที่นิยมใช้ตรวจสอบสมมติฐาน TLG ในระยะยาว ได้แก่ การทดสอบ co-integration เช่น วิธี system-based reduced rank regression (โดยทั่วไปเรียกว่า Johansen test) (Johansen, 1988, 1995; Johansen & Juselius, 1990) วิธี ARDL bounds test (โดยทั่วไปเรียกว่า bounds test) (Pesaran, Shin, & Smith, 2001) เป็นต้น และการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (causality) เช่น Granger causality test (Granger, 1969) เป็นต้น ขณะที่การตรวจสอบสมมติฐาน TLG ในระยะสั้นส่วนใหญ่ใช้ error correction model (ECM) หรือ vector error correction model (VECM) (Nowak et al., 2007; Cortés-Jiménez & Pulina, 2010; Katircioglu, 2010)

เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาแบบรายปีและรายไตรมาส จึงต้องตรวจสอบความคงที่ (stationary) ของข้อมูลก่อนวิเคราะห์ ส่วนใหญ่ใช้วิธีทดสอบ unit root เช่น ADF-test (Said & Dickey, 1984), PP-test (Phillips & Perron, 1988) และ KPSS-test (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin, 1992) เป็นต้น แต่เป็นที่น่าสังเกตว่า การศึกษาที่ใช้ข้อมูลรายไตรมาสซึ่งมีอิทธิพลฤดูกาล เช่น Balaguer & Cantavella-Jordá (2002), Dritsakis (2004), Oh (2005), Kim, Chen & Jang (2006) เป็นต้น ไม่ได้ใช้วิธีทดสอบ seasonal unit root เช่น HEGY-test (Hylleberg, Engle, Granger, & Yoo, 1990) เป็นต้น ในการตรวจสอบความคงที่ของข้อมูลซึ่งอาจทำให้การวิเคราะห์ข้อมูลด้วยแบบจำลองถดถอย (regression model) เผชิญกับความสับสนที่ไม่แท้จริง

(spurious regressions) เนื่องจากข้อมูลอาจไม่มีคุณสมบัติคงที่ (non stationary) เพราะอาจมีอิทธิพลฤดูกาลในข้อมูลที่นำมาใช้ในการวิเคราะห์ (Untong, 2012b)

จากการสำรวจงานศึกษาที่ผ่านมา (ตารางที่ 1) พบว่า ยังไม่สามารถสรุปได้ว่า ในระยะยาวการท่องเที่ยวและการเติบโตทางเศรษฐกิจมีความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผลกันอย่างไร แต่การศึกษาส่วนใหญ่ยอมรับสมมติฐาน TLG มีเพียงการศึกษาในประเทศเกาหลีใต้ (Oh, 2005) และตุรกี (Katircioglu, 2009) ที่ปฏิเสธสมมติฐานดังกล่าว ขณะที่การศึกษาในประเทศกรีซ (Dritsakis, 2004) และได้หวัน (Kim et al., 2006) พบว่า การขยายตัวของการท่องเที่ยวและการเติบโตทางเศรษฐกิจมีความสัมพันธ์สองทิศทาง (bidirectional)

ตารางที่ 1 การสำรวจงานศึกษาเกี่ยวกับการตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth (TLG) ที่สำคัญ

ผู้แต่ง	วิธีการตรวจสอบ	ช่วงเวลา	ประเทศ	ความสัมพันธ์ในระยะยาว ¹
การศึกษารายประเทศ				
Balaguer & Cantavella-Jordá (2002)	co-integration tests Granger causality tests	1975Q ₁ -1997Q ₄	Spain	accepted tourism-led growth
Dritsakis (2004)	co-integration tests	1960Q ₁ -2000Q ₄	Greece	tourism ↔ growth
Oh (2005)	co-integration tests Granger causality tests	1975Q ₁ -2001Q ₁	Korea	rejects tourism-led growth
Gunduz & Hatemi-J (2005)	Hacke and Hatemi-J causality test	1963-2002	Turkey	accepted tourism-led growth
Kim, Chen, & Jang (2006)	co-integration tests Granger causality tests	1971Q ₁ -2003Q ₂	Taiwan	tourism ↔ growth
Nowak, Sahli, & Cortés-Jiménez (2007)	co-integration tests	1960-2003	Spain	accepted tourism-led growth
Katircioglu (2009)	co-integration tests	1906-2006	Turkey	rejects tourism-led growth
Cortés-Jiménez & Pulina (2010)	co-integration tests	1964-2000 1954-2000	Spain Italy	accepted tourism-led growth
Katircioglu (2010)	co-integration tests Granger causality tests	1960-2007	Singapore	accepted tourism-led growth
Huein & Kara (2011)	co-integration tests Granger causality tests	1964-2006	Turkey	accepted tourism-led growth
การศึกษาหลายประเทศ				
Eugenio-Martin & Morales (2004)	panel GLS	1980-1997	Latin American countries	tourism → growth in low & medium income countries but not in high income countries
Lee & Chang (2008)	panel co-integration tests panel causality tests	1990-2002	OECD and Non-OECD	tourism → growth Non-OECD countries has the impact than OECD countries

ตารางที่ 1 (ต่อ)

ผู้แต่ง	วิธีการตรวจสอบ	ช่วงเวลา	ประเทศ	ความสัมพันธ์ในระยะยาว ¹
Brau, Lanza, & Pigliaru (2005, 2007)	regression	1980-1995 and 1980-2003	143 countries	tourism → growth small tourism countries grow faster other groups
Sequeira & Nunes (2008)	dynamic panel (GMM & LSDVC estimator)	1980-2002	94 countries	tourism → growth tourism is not more relevant in small countries than other groups
Figini & Vici (2010)	regression	1980-2005	150 countries	tourism → growth tourism counties did not grow higher than non tourism countries

หมายเหตุ: ¹ “tourism → growth” แสดงว่า การขยายตัวของการท่องเที่ยวช่วยกระตุ้นให้เกิดการเติบโตทางเศรษฐกิจ
 “tourism ← growth” แสดงว่า การเติบโตทางเศรษฐกิจผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัว
 “tourism ↔ growth” แสดงว่า การขยายตัวของการท่องเที่ยวและการเติบโตทางเศรษฐกิจมีความ
 สัมพันธ์สองทิศทาง

สำหรับในประเทศไทย การศึกษาเพื่อตรวจสอบสมมติฐาน TLG มีอยู่จำนวนน้อย จากการตรวจสอบเอกสารและงานศึกษาในอดีต ยังไม่พบงานศึกษาที่ตีพิมพ์ในวารสารวิชาการทั้งในระดับประเทศและนานาชาติมีเพียงการศึกษาจำนวนหนึ่งเป็นวิทยานิพนธ์ระดับปริญญาโทที่ตรวจสอบความสัมพันธ์ระหว่างการขยายตัวของนักท่องเที่ยวต่างชาติกับการเติบโตทางเศรษฐกิจ ดังนั้นบทความนี้จึงมีวัตถุประสงค์ที่จะตรวจสอบสมมติฐาน TLG สำหรับประเทศไทย โดยประยุกต์ใช้เทคนิค co-integration และ Granger causality ตรวจสอบสมมติฐาน TLG ในช่วงเวลาที่แตกต่างกัน 2 ช่วง ตามพัฒนาการของการท่องเที่ยวไทยที่เสนอโดย Untong (2012a) คือ ช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2503-2522 หรือยุคการพัฒนาผลิตภัณฑ์ ซึ่งคาดว่า การเติบโตทางเศรษฐกิจน่าจะผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัว (tourism expansion ← economic growth) และช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2523-2555 ซึ่งเป็นช่วงหลังการพัฒนาผลิตภัณฑ์ การขยายตัวของนักท่องเที่ยวน่าจะมีส่วนกระตุ้นให้เศรษฐกิจไทยเติบโต (tourism expansion → economic growth)

วิธีการศึกษา

บทความนี้มีวัตถุประสงค์หลักเพื่อตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth (TLG) ในประเทศไทย โดยตัวแปรที่ใช้เป็นตัวแทน (proxy) ภาพรวมของเศรษฐกิจไทย คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติที่แท้จริง (real gross domestic product: RGDP) ณ ราคาคงที่ ปี พ.ศ. 2548 ส่วนรายรับจากการท่องเที่ยว (tourism receipts: TR) ที่ปรับด้วยดัชนีราคาผู้บริโภค (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) เป็นตัวแปรที่ใช้เป็นตัวแทน ภาคเศรษฐกิจการท่องเที่ยว สำหรับอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง (real exchange rate: REX) ที่คำนวณจากการคูณอัตราแลกเปลี่ยนทางการ (บาทต่อดอลลาร์สหรัฐ) ด้วยสัดส่วนระหว่าง

GDP deflator ของสหรัฐฯ กับไทย (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) เป็นตัวแปรเพื่อใช้จัดการกับปัญหาที่อาจเกิดขึ้นจากการละเว้นตัวแปร (omitted variable problems) (Balaguer & Cantavella-Jordá, 2002; Gunduz & Hatemi-J, 2005; Katircioglu, 2009, 2010) และเปลี่ยนรูปข้อมูล (transform data) ด้วย natural logarithm เพื่อลดความไม่คงที่ของความแปรปรวนของข้อมูล (Ender, 2004; Untong, 2012b)

การใช้ตัวแปรรายรับจากการท่องเที่ยวอาจเกิดปัญหา multicollinearity (Gunduz & Hatemi-J, 2005; Katircioglu, 2009, 2010) ปัญหาดังกล่าวตรวจสอบได้จากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (correlation coefficient) และ variance inflation factor (VIF) ที่ต้องมีค่าไม่เกิน 0.8 และ 5 ตามลำดับ (Kennedy, 2003; Untong, 2012b) จากตารางที่ 2 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ และ VIF ของคู่ตัวแปร $\ln TR_t$ และ $\ln RGDP_t$ มีค่ามากกว่า 0.8 และ 5 ตามลำดับ แสดงว่า หากใช้ตัวแปรทั้งสองเป็นตัวแปรอิสระในแบบจำลองจะเผชิญกับปัญหา multicollinearity ดังนั้นการทดสอบ co-integration และ causality จึงมีแบบจำลองเพียง 2 แบบจำลอง คือ

$$\ln RGDP_t = f(\ln TR_t, \ln REX_t) \text{ และ } \ln TR_t = f(\ln RGDP_t, \ln REX_t) \quad (1)$$

โดยที่ $\ln RGDP_t$ คือ natural logarithm ของผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติที่แท้จริงในปีที่ t (พันล้านบาท)

$\ln TR_t$ คือ natural logarithm ของรายรับจากการท่องเที่ยวที่ปรับด้วยดัชนีราคาผู้บริโภค ในปีที่ t (พันล้านบาท)

$\ln REX_t$ คือ natural logarithm ของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงในปีที่ t (บาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ)

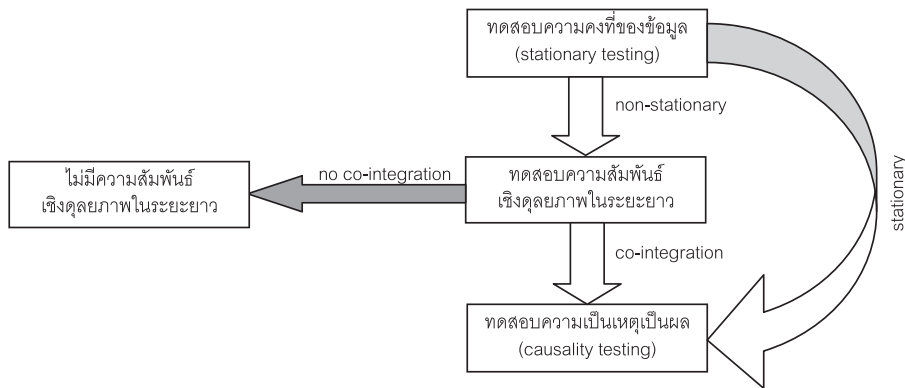
ตารางที่ 2 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ และ variance inflation factor (VIF) ของตัวแปรที่ใช้ศึกษา

ตัวแปร	$\ln RGDP_t$	$\ln TR_t$	$\ln REX_t$	คู่ตัวแปร	VIF
ข้อมูลช่วงปี พ.ศ. 2503-2522					
$\ln RGDP_t$	1.0000			$\ln RGDP_t - \ln REX_t$	1.1849
$\ln TR_t$	0.9762	1.0000		$\ln TR_t - \ln REX_t$	1.0729
$\ln REX_t$	-0.3950	-0.2606	1.0000	$\ln RGDP_t - \ln TR_t$	21.2416
ข้อมูลช่วงปี พ.ศ. 2523-2555					
$\ln RGDP_t$	1.0000			$\ln RGDP_t - \ln REX_t$	1.1294
$\ln TR_t$	0.9867	1.0000		$\ln TR_t - \ln REX_t$	1.1334
$\ln REX_t$	0.3385	0.3431	1.0000	$\ln RGDP_t - \ln TR_t$	37.7569

ที่มา: จากการคำนวณ

การตรวจสอบความคงที่ (stationary) ของข้อมูลเป็นเงื่อนไขสำคัญเมื่อทดสอบ co-integration บทความนี้ใช้วิธี ADF-test, PP-test และ KPSS-test ตรวจสอบความคงที่และค้นหาระดับของ integration ของข้อมูลรายปี แม้ว่าวิธี KPSS-test ให้ผลการทดสอบที่เที่ยงตรงมากกว่าวิธีอื่น (Lütkepohl & Krätzing, 2004) แต่เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาแต่ละชุดมีคุณลักษณะและองค์ประกอบเชิงกำหนด (deterministic components) แตกต่างกัน จึงใช้วิธี ADF-test และ PP-test ตรวจสอบความเข้มแข็ง (robustness) ของผลลัพธ์ที่ได้จากวิธี KPSS-test อย่างไรก็ตาม หากผลการทดสอบไม่สอดคล้องกัน บทความนี้ให้ความสำคัญกับผลการทดสอบด้วย KPSS-test เนื่องจากมีความเที่ยงตรงมากกว่าวิธีอื่น

ภาพที่ 1 แสดงขั้นตอนการตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth โดยขั้นตอนแรกเป็นการทดสอบความคงที่ของชุดข้อมูลด้วย unit root test หากชุดข้อมูลไม่มี unit root ที่ levels แสดงว่า ชุดข้อมูลดังกล่าวมีคุณสมบัติคงที่ที่ $I(0)$ สามารถข้ามไปสู่ขั้นตอนที่ 3 เพื่อทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (causality) ระหว่างการขยายตัวของการท่องเที่ยวกับการเติบโตทางเศรษฐกิจ อย่างไรก็ตาม หากชุดข้อมูลมี unit root ที่ levels หรือมีคุณสมบัติไม่คงที่ที่ $I(0)$ ต้องทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวในขั้นตอนที่ 2 ด้วยเทคนิค co-integration หากชุดข้อมูลมี co-integration สามารถทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลในขั้นตอนที่ 3 ได้ แต่ถ้าหากชุดข้อมูลไม่มี co-integration ก็ปฏิเสธสมมติฐาน tourism-led growth



ภาพที่ 1 กรอบแนวคิดในการตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth

ข้อมูลที่ใช้ศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2503-2555 (รวม 53 ตัวอย่าง) โดยข้อมูลรายรับจากนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติรวบรวมจากสถิติการท่องเที่ยวของประเทศไทยที่รายงานโดยการท่องเที่ยวแห่งประเทศไทย (ระหว่างปี พ.ศ. 2503-2550) และกระทรวงการท่องเที่ยว

และกีฬา (ปี พ.ศ. 2551-2555) สำหรับข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติที่แท้จริง อัตราแลกเปลี่ยน ดัชนีราคาผู้บริโภค และ GDP deflator รวบรวมจากรายงาน international financial statistics ของ International Monetary Fund (IMF) ที่ให้บริการออนไลน์ทางอินเทอร์เน็ต

การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวด้วยเทคนิค co-integration

การทดสอบ co-integration คือ การทดสอบความคงที่ของค่าเบี่ยงเบน (deviation) ที่ได้จากการประมาณค่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (long-run equilibrium relationship) ของตัวแปรอนุกรมเวลาที่ไม่คงที่ เนื่องจากตัวแปรลักษณะดังกล่าวอาจมีความสัมพันธ์กันในระยะยาว หากพบว่า ค่าเบี่ยงเบนที่ออกจากความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวมีลักษณะคงที่ (Engle & Granger, 1987; Banerjee, Dolado, Galbraith, & Hendry, 1993)

เนื่องจากตัวแปรที่ใช้ทดสอบมีมากกว่า 2 ตัวแปร จึงเลือกวิธี system-based reduced rank regression (Johansen test) ทดสอบ multiple co-integration เพื่อค้นหาจำนวน co-integration vector ก่อนประยุกต์ใช้วิธี autoregressive distributed lag (ARDL) bounds test (bounds test) ทดสอบ co-integration ของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในสมการที่ (1) วิธีทั้งสองเหมาะสำหรับ กรณีที่มีตัวแปรที่ใช้ทดสอบมากกว่า 2 ตัวแปร (Asteriou & Hall, 2007)

วิธี Johansen test เป็นการทดสอบในรูปแบบ multivariate co-integration โดยใช้แบบจำลอง vector autoregressive model (VAR) เป็นแบบจำลองพื้นฐานในการค้นหาจำนวน lag ที่เหมาะสมของแบบจำลอง ซึ่งเป็นแบบจำลองที่มีค่าสถิติ LR (likelihood-ratio) AIC (Akaike's information criterion) SIC (Schwarz information criterion) ต่ำที่สุด (Asteriou & Hall, 2007)

ดังนั้นเมื่อสมมติให้ X_t คือ เมตริกซ์ของชุดตัวแปร $X_{1t}, \dots, X_{nt}$ เขียนในรูปเมตริกซ์ได้ว่า $X_t = [X_{1t}, \dots, X_{nt}]$ และแบบจำลอง VAR ของชุดตัวแปรนี้ คือ

$$X_t = \sum_{j=1}^p A_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

จากสมการที่ (2) ปรับให้อยู่ในรูปแบบ vector error correction model (VECM) ดังนี้

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^{p-1} \pi_j \Delta X_{t-j} + \pi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

โดยที่ $\pi = -\left(I - \sum_{j=1}^p A_j\right)$ และ $\pi_j = -\left(I - \sum_{i=1}^j A_i\right)$

p คือ จำนวน lag ที่เหมาะสม ส่วน A_j คือ เมทริกซ์ขนาด $n \times n$ ของค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร ณ ระดับ lag ต่างๆ ดังนั้น π คือ เมทริกซ์ขนาด $n \times n$ ที่แสดงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ประกอบด้วย $\pi = \alpha\beta'$ โดย α คือ ค่าความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ค่าสัมประสิทธิ์ดุลยภาพที่มีขนาด $n \times r$ ส่วน β คือ เมทริกซ์ของค่าสัมประสิทธิ์ระยะยาวที่มีขนาด $n \times r$ สำหรับ r คือ จำนวนความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

สมการที่ (3) เป็นแบบจำลองพลวัต (dynamic model) ที่อาจมีองค์ประกอบเชิงกำหนด (deterministic components) ประกอบด้วย ค่าคงที่ และ/หรือค่าแนวโน้ม หรืออย่างใดอย่างหนึ่งในแบบจำลองระยะสั้นหรือแบบจำลองระยะยาว (ขึ้นอยู่กับข้อมูล) ดังนั้นแบบจำลอง VECM ที่เป็นไปได้มีรูปแบบดังนี้

$$\Delta x_t = \sum_{j=1}^{p-1} \pi_j \Delta x_{t-j} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} & 1 & t \end{pmatrix} x_{t-1} + \mu_2 + \delta_2 t + \varepsilon_t \quad (4)$$

โดยที่ μ_1 และ δ_1 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่และแนวโน้มในแบบจำลองระยะยาว (หรือ co-integration equation: CE) ส่วน μ_2 และ δ_2 คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่และแนวโน้มในแบบจำลองระยะสั้น (หรือแบบจำลอง VAR) การพิจารณาเลือกรูปแบบของแบบจำลองขึ้นอยู่กับองค์ประกอบเชิงกำหนดของข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ศึกษา

จากสมการที่ (4) สามารถทดสอบจำนวน rank (r) ของ π หรือจำนวนเวกเตอร์ co-integration (r) ที่แสดงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวด้วย trace test และ maximum eigenvalue test โดยสูตรการคำนวณดังนี้

$$\text{trace test: } \lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\text{maximum eigenvalue test: } \lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

โดยที่ T คือ จำนวนค่าสังเกต และ $\hat{\lambda}_i$ คือ eigenvalue สูงสุดของเมทริกซ์ π

สมมติฐานที่ใช้ทดสอบ คือ

trace test: H_0 : จำนวนเวกเตอร์ co-integration น้อยกว่าหรือเท่ากับ r

H_a : จำนวนเวกเตอร์ co-integration มากกว่า r

maximum eigenvalue test: H_0 : จำนวนเวกเตอร์ co-integration น้อยกว่าหรือเท่ากับ r

H_a : จำนวนเวกเตอร์ co-integration มากกว่า $r+1$

จากวิธี Johansen test ทำให้ทราบจำนวน co-integration vector ของชุดข้อมูล หากชุดข้อมูลที่ใช้ศึกษามีจำนวน co-integration อย่างน้อย 1 คู่ ต่อมาจะนำชุดข้อมูลดังกล่าวมาทดสอบ

co-integration ด้วยวิธี bounds test ตามความสัมพันธ์ของตัวแปรในสมการที่ (1) เพื่อตรวจสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างการขยายตัวของการท่องเที่ยวกับการเติบโตทางเศรษฐกิจ ก่อนที่จะประยุกต์ใช้การทดสอบ Granger causality ตรวจสอบความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปร 2 ตัว ตามสมมติฐาน TLG

วิธี bounds test เป็นวิธีที่เหมาะสมในกรณีที่มีจำนวนตัวแปรน้อยและสามารถเพิ่มตัวแปรหุ่นเข้าไปในกระบวนการทดสอบ co-integration (Habibi & Rahim, 2009) รูปแบบของแบบจำลอง ARDL สำหรับทดสอบ co-integration ด้วยวิธี bounds test มีลักษณะดังนี้

$$\Delta Y_t = \sum_{i=0}^{p-1} \beta^* \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi^* \Delta Y_{t-i} - \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

โดยที่ $\lambda = 1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_{p-1}$ และ $ECM_{t-1} = Y_{t-1} - \beta' X'_{t-1}$ ส่วน β^* และ ϕ^* คือ ค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์เชิงพลวัตในระยะสั้น (short-run dynamic)

สมการที่ (5) คือ แบบจำลอง error correction ที่แสดงถึง ความสัมพันธ์เชิงพลวัตในระยะสั้น หากตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาว ค่าสัมประสิทธิ์ λ มีค่าแตกต่างจาก 0 สามารถประยุกต์ใช้สถิติ F ทดสอบสมมติฐานหลัก ($H_0: \lambda = 0$) และสมมติฐานทางเลือก ($H_a: \lambda \neq 0$) หากค่าสถิติ F (F-statistics) ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤต bounds (bounds critical value) สมมติฐานหลักที่ว่า ไม่มี co-integration ถูกปฏิเสธ แสดงว่า ตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาว (Narayan & Narayan, 2005; Habibi & Rahim, 2009) สำหรับในกรณีที่ชุดตัวอย่างมีขนาดเล็ก (30-80 ตัวอย่าง) ควรใช้ค่าวิกฤต bounds ที่เสนอโดย Narayan (2004a) แต่ถ้าชุดตัวอย่างมีขนาดใหญ่นิยมใช้ค่าวิกฤต bounds ที่เสนอโดย Pesaran et al. (2001) ที่พัฒนาจากชุดตัวอย่างขนาด 500 และ 1,000 ตัวอย่าง

การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลของตัวแปรด้วยการทดสอบ Granger causality

การทดสอบ Granger causality (Granger causality test) เป็นการตรวจสอบความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างตัวแปร 2 ตัว ที่เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่คงที่ (Asteriou & Hall, 2007) ดังนั้นเมื่อสมมติให้มีตัวแปรที่เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่คงที่ 2 ตัวแปร คือ X และ Y จากแนวคิดของ Granger (1969) ต้องการทดสอบว่า การเปลี่ยนแปลงของตัวแปร X เป็นสาเหตุให้ตัวแปร Y เปลี่ยนแปลง หรือการเปลี่ยนแปลงของตัวแปร Y เป็นสาเหตุให้ตัวแปร X เปลี่ยนแปลง โดยสมการที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน X ไม่เป็นสาเหตุของ Y (X does not Granger cause Y) คือ

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{Ut} \quad (\text{unrestricted regression: U})$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + \varepsilon_{Rt} \quad (\text{restricted regression: R})$$

และสมการที่ใช้ทดสอบสมมติฐาน Y ไม่เป็นสาเหตุของ X (Y does not Granger cause X) คือ

$$X_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \gamma_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{Ut} \quad (\text{unrestricted regression: U})$$

$$X_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \gamma_j X_{t-j} + \varepsilon_{Rt} \quad (\text{restricted regression: R})$$

สมมติฐานหลักของการทดสอบสมการแต่ละคู่ระหว่าง unrestricted regression กับ restricted regression (การทดสอบมี 2 ชุด คือ X ไม่เป็นสาเหตุของ Y และ Y ไม่เป็นสาเหตุของ X) คือ

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0 \quad \text{และ} \quad H_a : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_n \neq 0$$

และใช้สถิติ F ทดสอบสมมติฐาน โดยมีสูตรการคำนวณ ดังนี้

$$F_{m, (n-k)} = \frac{(\varepsilon'_{Rt} \varepsilon_{Rt} - \varepsilon'_{Ut} \varepsilon_{Ut})m}{\varepsilon'_{Ut} \varepsilon_{Ut} / (n-k)} = \frac{(RSS_R - RSS_U)m}{RSS_U / (n-k)} ; k = m + n + 1 \quad (6)$$

จากสมมติฐานหลักที่ว่า “ $H_0 : X$ ไม่เป็นสาเหตุของ Y (X does not Granger cause Y)” ดังนั้นหากค่าสถิติ F ที่คำนวณได้สูงกว่าค่าวิกฤติ ($P\text{-value} < \alpha$) แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) หมายความว่า X เป็นสาเหตุให้ตัวแปร Y เปลี่ยนแปลง ในทำนองเดียวกัน จากสมมติฐานหลักที่ว่า “ $H_0 : Y$ ไม่เป็นสาเหตุของ X (Y does not Granger cause X)” หากค่าสถิติ F ที่คำนวณได้สูงกว่าค่าวิกฤติ ($P\text{-value} < \alpha$) แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) หมายความว่า Y เป็นสาเหตุให้ตัวแปร X เปลี่ยนแปลง

ผลการศึกษา

ผลการทดสอบ unit root ที่แสดงในตารางที่ 3 พบว่า ตัวแปรทุกตัว มีคุณสมบัติที่ ๑ ผลต่างอันดับที่ 1 $I(1)$ ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 โดยมีจำนวน lag ที่เหมาะสมแตกต่างกัน (พิจารณาจากค่า AIC) และตัวแปรทุกตัวมีค่าคงที่เป็นองค์ประกอบเชิงกำหนดของข้อมูล ผลลัพธ์ดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า ตัวแปรทั้งสามมีคุณสมบัติไม่คงที่ที่ $I(0)$ ดังนั้นการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของชุดตัวแปรดังกล่าวด้วยสมการถดถอยอาจเผชิญกับความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Granger & Newbold, 1974) แต่ตัวแปรทั้งสามอาจมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว หรือมี co-integration (Engle & Granger, 1987)

ตารางที่ 3 ผลการทดสอบ unit root ของชุดตัวแปรในแบบจำลอง

ตัวแปร	ADF-test		PP-test		KPSS-test		Deterministic
	Levels	1 st differences	Levels	1 st differences	Levels	1 st differences	
ช่วงปี พ.ศ. 2503-2522							
- lnRGPD _t	-2.0318	-4.6308 ^{***}	-2.0894	-4.6505 ^{***}	0.1250 [*]	0.1723	intercept, no trend
- lnTR _t	-2.0739	-5.1812 ^{***}	-2.0739	-5.1810 ^{***}	0.1503 ^{**}	0.1608	intercept, no trend
- lnREX _t	-2.9151	-4.4109 ^{***}	-2.0131	-3.0252 ^{**}	0.1216 [*]	0.0736	intercept, no trend
ช่วงปี พ.ศ. 2523-2555							
- lnRGPD _t	-1.4615	-3.4236 ^{**}	-1.6745	-3.4126 ^{**}	0.1710 ^{**}	0.2629	intercept, no trend
- lnTR _t	-2.1143	-4.0786 ^{***}	-2.1122	-5.1581 ^{***}	0.1592 ^{**}	0.2235	intercept, no trend
- lnREX _t	-2.7437 [*]	-2.0369 ^{**}	-1.8441	-3.7537 ^{***}	0.1911 ^{**}	0.1920	intercept, no trend

หมายเหตุ: พิจารณาจำนวน lag ที่เหมาะสมจากค่า Akaike's information criterion (AIC)

: *** ** * ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 0.05 และ 0.10 ตามลำดับ

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ multiple co-integration ด้วยวิธี Johansen test ที่แสดงในตารางที่ 4 พบว่า ข้อมูลในทั้งสองช่วงเวลาให้ผลลัพธ์เหมือนกัน คือ ที่สมมติฐาน none ($r=0$) ค่า trace statistic และ max-eigen statistic มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (ปฏิเสธสมมติฐานหลัก) ขณะที่ค่า trace statistic และ max-eigen statistic ของสมมติฐาน at most 1 ($r \leq 1$) มีค่าต่ำกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10 (ยอมรับสมมติฐานหลัก) แสดงว่า ผลกระทบที่มวลรวมประชาชาติที่แท้จริง รายรับจากการท่องเที่ยว และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง มีความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะยาวอย่างน้อย 1 คู่ หรือมีจำนวน co-integration vector เท่ากับ 1 เนื่องจากข้อจำกัดที่ว่า ตัวแปร $\ln\text{RGDP}_t$ และ $\ln\text{TR}_t$ มีความสัมพันธ์กันจนเกิดปัญหา multicollinearity ดังนั้นในการทดสอบ co-integration ด้วยวิธี bounds test จึงมีสมการทดสอบเพียง 2 สมการ ดังที่แสดงในสมการที่ (1)

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบ multiple co-integration ด้วยวิธี Johansen test

สมมติฐานหลัก	Eigenvalue	Trace statistic	P-value	Max-eigen statistic	P-value
ช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 (lag=1)					
none (r=0)	0.7079	31.9115	0.0281	24.6147	0.0155
at most 1 (r<= 1)	0.3056	7.2968	0.5434	7.2955	0.4548
ช่วงปี พ.ศ. 2523-2555 (lag=3)					
none (r=0)	0.4920	35.3002	0.0105	22.3511	0.0335
at most 1 (r<= 1)	0.3120	12.9491	0.1167	12.3418	0.0985

หมายเหตุ: ใช้ likelihood ratio (LR), Akaike's information criterion (AIC) และ Schwarz information criterion (SIC) ในการเลือกจำนวน lag ที่เหมาะสม และเป็นแบบจำลองที่มีค่าคงที่ใน co-integration equation (CE) และ VAR แต่ไม่มีแนวโน้มใน CE และ VAR

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 5 แสดงผลการทดสอบ co-integration ด้วยวิธี bounds test พบว่า ชุดข้อมูลปี พ.ศ. 2503-2522 มีค่าสถิติ F ที่คำนวณได้ (2.0529) ของสมการ $F_{RGDP}(\ln RGDP_t | \ln TR_t \ln REX_t)$ ที่มีรูปแบบ ARDL (1,0,2) และมีค่าคงที่เป็นองค์ประกอบเชิงกำหนด ต่ำกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10 (ยอมรับสมมติฐานหลัก) แสดงว่า สมการดังกล่าวไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว หรืออาจกล่าวได้ว่า การขยายตัวของรายรับจากการท่องเที่ยวไม่มีส่วนช่วยกระตุ้นให้เศรษฐกิจไทยเติบโต หรือปฏิเสธสมมติฐาน tourism-led growth

ขณะที่การทดสอบ co-integration ของสมการ $F_{TR}(\ln TR_t | \ln RGDP_t \ln REX_t)$ ที่มีรูปแบบ ARDL (1,0,0) และมีค่าคงที่เป็นองค์ประกอบเชิงกำหนด มีค่าสถิติ F ที่คำนวณได้ (4.9101) สูงกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (ปฏิเสธสมมติฐานหลัก) แสดงว่า สมการดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว หรือ การเติบโตทางเศรษฐกิจอาจผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัว ผลการทดสอบดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า ในช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 เป็นช่วงที่การเติบโตทางเศรษฐกิจของไทยอาจผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัว (tourism expansion ← economic growth)

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบ co-integration ด้วยวิธี bounds test

รูปแบบสมการ	F-statistic	ARDL Form	Deterministic	ผลการทดสอบ
ช่วงปี พ.ศ. 2503-2522				
$F_{RGDP}(\ln RGDP_t \ln TR_t, \ln REX_t)$	2.0529	(1,0,2)	intercept, no trend	no co-integration
$F_{TR}(\ln TR_t \ln RGDP_t, \ln REX_t)$	4.9101	(1,0,0)	intercept, no trend	co-integration
ช่วงปี พ.ศ. 2523-2555				
$F_{RGDP}(\ln RGDP_t \ln TR_t, \ln REX_t)$	6.3214	(2,0,1)	intercept, no trend	co-integration
$F_{TR}(\ln TR_t \ln RGDP_t, \ln REX_t)$	1.9795	(1,1,0)	intercept, no trend	no co-integration

หมายเหตุ : ใช้ Akaike's information criterion (AIC) ในการเลือกจำนวน lag ที่เหมาะสม

: ค่าวิกฤต bounds กรณี 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, 2004a)

ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับผลการทดสอบ co-integration ของชุดข้อมูลในช่วงปี พ.ศ. 2523-2555 พบว่า สมการ $F_{RGDP}(\ln RGDP_t | \ln TR_t, \ln REX_t)$ มีค่าสถิติ F ที่คำนวณได้ (6.3214) สูงกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 ขณะที่ค่าสถิติ F ที่คำนวณได้ (1.9795) ของสมการ $F_{RGDP}(\ln TR_t | \ln RGDP_t, \ln REX_t)$ ต่ำกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.10 ผลการทดสอบ พบว่า ตัวแปรในสมการ $F_{RGDP}(\ln RGDP_t | \ln TR_t, \ln REX_t)$ มี co-integration หรือมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ขณะที่ตัวแปรในสมการ $F_{RGDP}(\ln TR_t | \ln RGDP_t, \ln REX_t)$ ไม่มี co-integration ผลลัพธ์ดังกล่าวแสดงว่า ในช่วงปี พ.ศ. 2523-2555 เป็นช่วงที่การขยายตัวของการท่องเที่ยวอาจมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เกิดการเติบโตทางเศรษฐกิจของไทย (tourism expansion $\rightarrow$ economic growth)

ตารางที่ 6 เป็นผลการทดสอบ Granger causality ซึ่งให้ผลลัพธ์ที่สอดคล้องกับผลการทดสอบของ bounds test กล่าวคือ ผลการทดสอบสมมติฐาน “RGDP does not Granger cause TR” ในช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 พบว่า ค่าสถิติ F ที่คำนวณได้มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (ปฏิเสธสมมติฐานหลัก) แสดงว่า ในช่วงเวลาดังกล่าว การเติบโตทางเศรษฐกิจผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัวอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ขณะที่ค่าสถิติ F ของสมมติฐาน “TR does not Granger cause RGDP” ในช่วงปี พ.ศ. 2523-2555 มีค่าสูงกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 (ปฏิเสธสมมติฐานหลัก) แสดงว่า ระหว่างปี พ.ศ. 2523-2555 เป็นช่วงที่การขยายตัวของการท่องเที่ยวมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เกิดการเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติหรือยอมรับสมมติฐาน tourism-led growth

ตารางที่ 6 ผลการทดสอบ Granger causality

สมมติฐานหลัก	F-statistic	P-value
ช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 (lag=1)		
RGDP does not Granger cause TR	5.7100	0.0287
TR does not Granger cause RGDP	2.0089	0.1744
ช่วงปี พ.ศ. 2523-2555 (lag=3)		
RGDP does not Granger cause TR	1.1782	0.2864
TR does not Granger cause RGDP	6.3187	0.0175

หมายเหตุ : อ้างอิงจำนวน lag จากแบบจำลอง vector autoregressive (VAR model)

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบเชิงประจักษ์ แสดงให้เห็นว่า ช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 ที่เป็นยุคการพัฒนาผลิตภัณฑ์การท่องเที่ยวของไทย ซึ่งมีการลงทุนพัฒนาสิ่งดึงดูดใจด้านการท่องเที่ยว มีการลงทุนของภาคเอกชนในสิ่งอำนวยความสะดวกด้านการท่องเที่ยว และการพัฒนาแหล่งท่องเที่ยวในพื้นที่ต่างๆ (Phayakvichien, 2007) รวมทั้งการจัดทำแผนพัฒนาการท่องเที่ยวของไทยครั้งแรกในปี พ.ศ. 2520 ทั้งนี้การขยายตัวของเศรษฐกิจไทยในช่วงเวลานี้ ส่วนหนึ่งเป็นผลมาจากการลงทุนในอุตสาหกรรมท่องเที่ยว เช่น การลงทุนในโรงแรมและที่พักอาศัย สนามบิน ท่าเรือ แหล่ง/สถานที่ท่องเที่ยว การจัดงานเทศกาล เป็นต้น รวมทั้งการพัฒนาสาธารณูปโภคและการคมนาคมภายในประเทศเพื่อหวังที่จะดึงดูดให้นักท่องเที่ยวชาวต่างชาติเดินทางมาท่องเที่ยวประเทศไทยเพิ่มขึ้น ขณะเดียวกันภาคเอกชนได้ลงทุนเพื่อยกระดับคุณภาพสินค้าท่องเที่ยวของไทย เช่น คุณภาพของโรงแรม ภัตตาคาร แหล่งท่องเที่ยว เป็นต้น การดำเนินการดังกล่าวนอกจากจะดึงดูดให้นักท่องเที่ยวมาท่องเที่ยวเพิ่มขึ้นแล้วยังมีส่วนช่วยเพิ่มจำนวนวันพักและค่าใช้จ่ายต่อหัวของนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติ ดังนั้นการเติบโตทางเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นในช่วงเวลาดังกล่าวจึงมีส่วนผลักดันให้รายรับของการท่องเที่ยวไทยขยายตัว

หลังจากปี พ.ศ. 2522 แม้ว่าประเทศไทยจะลงทุนในภาคเศรษฐกิจการท่องเที่ยวอย่างต่อเนื่อง แต่เป็นการดำเนินการเพื่อตอบสนองการขยายตัวของอุปสงค์การท่องเที่ยวไทย โดยเฉพาะกลุ่มนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มีจำนวนเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง อันเป็นผลมาจากความสำเร็จของนโยบายการส่งเสริมตลาดอย่างต่อเนื่อง เช่น แคมเปญ “Visit Thailand Year” ในปี พ.ศ. 2523 ที่ทำให้จำนวนและรายรับจากนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติเติบโตประมาณร้อยละ 10 และ 30 ต่อปี ตามลำดับ ในช่วงระหว่างปี พ.ศ. 2523-2525 แคมเปญ “Visit Thailand Year” ในปี พ.ศ. 2530 ที่ช่วยกระตุ้นให้การท่องเที่ยวไทยเติบโตแบบก้าวกระโดดในช่วง 4-5 ปีต่อมา โดยจำนวนและรายรับจากนักท่องเที่ยวชาวต่างชาติเพิ่มขึ้นประมาณร้อยละ 10 และ 21 ต่อปี ในช่วงเวลาดังกล่าว ตามลำดับ ขณะที่แคมเปญ “Amazing Thailand” ในปี พ.ศ. 2541 และ “Unseen Thailand” ในปี พ.ศ. 2546 เป็นแคมเปญ

สำคัญที่กระตุ้นการท่องเที่ยวภายในประเทศของคนไทย หลังเผชิญกับวิกฤตเศรษฐกิจใน ปี พ.ศ. 2526 และ พ.ศ. 2540 และการระบาดของโรคซาร์ส (SARS) ในปี พ.ศ. 2546 เป็นต้น การท่องเที่ยวเป็นหนึ่งในภาคเศรษฐกิจสำคัญที่รัฐบาลใช้กระตุ้นเศรษฐกิจ ทั้งนี้ในช่วงทศวรรษที่ผ่านมาภาคเศรษฐกิจท่องเที่ยวเป็นหนึ่งในตัวขับเคลื่อนเศรษฐกิจที่สำคัญของไทย (Untong, 2012a) ดังนั้นตั้งแต่ปี พ.ศ. 2523 เป็นต้นมา การขยายตัวของการท่องเที่ยวจึงมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เศรษฐกิจไทยเติบโต

สรุปผลการศึกษา

บทความนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อตรวจสอบสมมติฐาน tourism-led growth (TLG) ในช่วงกึ่งศตวรรษของการพัฒนาการท่องเที่ยวไทยว่า มีส่วนช่วยกระตุ้นให้เศรษฐกิจไทยเติบโตหรือไม่ โดยประยุกต์ใช้เทคนิค co-integration และ Granger causality ทดสอบสมมติฐานดังกล่าว ภายใต้ยุคการพัฒนาการท่องเที่ยวไทยที่แตกต่างกัน 2 ช่วงเวลา คือ ช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 ที่เป็นยุคการพัฒนาลิขิตภัณฑ์ และช่วงปี พ.ศ. 2523-2555 ที่เป็นผลของการพัฒนาในช่วงแรก ผลลัพธ์ที่ได้ทำให้เข้าใจการพัฒนาการท่องเที่ยวไทยในช่วงกึ่งศตวรรษที่ผ่านมาและสะท้อนถึงบทบาทความสำคัญของภาคเศรษฐกิจการท่องเที่ยวที่มีต่อการเติบโตทางเศรษฐกิจของไทยซึ่งเป็นข้อมูลพื้นฐานสำคัญสำหรับการพัฒนาการท่องเที่ยวไทยในอนาคต

ผลการศึกษา พบว่า ในช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 ที่เป็นยุคการพัฒนาลิขิตภัณฑ์ การเติบโตทางเศรษฐกิจผลักดันให้การท่องเที่ยวขยายตัวอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งอาจเป็นผลมาจากการลงทุนเพื่อเตรียมความพร้อมสำหรับรองรับการขยายตัวของการท่องเที่ยวในอนาคตและการยกระดับคุณภาพสินค้าท่องเที่ยวของภาคเอกชน อย่างไรก็ตาม หลังปี พ.ศ. 2522 เป็นต้นมาจนถึงปัจจุบันการท่องเที่ยวมีส่วนช่วยกระตุ้นให้เศรษฐกิจไทยเติบโต แสดงว่า ภาคเศรษฐกิจท่องเที่ยวมีบทบาทต่อเศรษฐกิจไทยมากขึ้น โดยเมื่อพิจารณาสัดส่วนของรายรับจากการท่องเที่ยวต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ (GDP) พบว่า เพิ่มขึ้นจากร้อยละ 1.11 ในช่วงปี พ.ศ. 2503-2522 เป็นร้อยละ 7.91 ในช่วงปี พ.ศ. 2553-2556

ผลการศึกษาแสดงให้เห็นว่า กว่ากึ่งศตวรรษของการพัฒนาการท่องเที่ยวอย่างต่อเนื่องของประเทศไทยเพิ่งจะสัมฤทธิ์ผลในการกระตุ้นให้เกิดการเติบโตทางเศรษฐกิจในช่วงสามทศวรรษที่ผ่านมา ผลสัมฤทธิ์ดังกล่าวเกิดจากการที่ภาครัฐ เอกชน และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องร่วมกันพัฒนาการท่องเที่ยวไทยอย่างต่อเนื่อง รวมทั้งจากความสำเร็จด้านทรัพยากรการท่องเที่ยวของไทย อย่างไรก็ตามปัจจุบันการท่องเที่ยวไทยกำลังเข้าสู่ยุคความไม่เสถียรภาพที่เผชิญกับความเสี่ยงในรูปแบบต่างๆ ทั้งที่เกิดขึ้นภายในประเทศ เช่น วิกฤตการเมือง เป็นต้น และต่างประเทศ เช่น การถดถอยทาง

เศรษฐกิจในยุโรป เป็นต้น ดังนั้นภาครัฐควรให้ความสำคัญกับนโยบายการพัฒนาและการจัดการการท่องเที่ยวเพื่อยกระดับมาตรฐานการท่องเที่ยวไทยมากกว่าการลงทุนพัฒนาด้านกายภาพ รวมทั้งการสนับสนุนการพัฒนาภาคเศรษฐกิจที่มีผลกระทบต่อภาคเศรษฐกิจการท่องเที่ยว (spillover effect) เช่น การขนส่ง ร้านอาหาร อสังหาริมทรัพย์ ช็อปปิ้ง เป็นต้น

เอกสารอ้างอิง

- Archer, B., & Fletcher, J. (1996). The economic impact of tourism in the Seychelles. *Annals of Tourism Research*, 23(1), 32-47.
- Archer, B. H. (1984). Economic impact: misleading multipliers. *Annals of Tourism Research*, 11(3), 517-518.
- Asteriou, D., & Hall G. S. (2007). *Applied Econometrics: A Modern Approach using EViews and Microfit*. New York: Palgrave Macmillan.
- Balaguer, J., & Cantavella-Jordá, M. (2002). Tourism as a long-run economic growth factor: the Spanish case. *Applied Economics*, 34(7), 877-884.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. F. (1993). *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non Stationary Data*. New York: Oxford University Press.
- Brau, R., Lanza, A., & Pigliaru, F. (2005). An investigation on the growth performance of small tourism countries. in Lanza, A., Markandya, A., & Pigliaru, F. (eds.). *The Economics of Tourism and Sustainable Development*. 8-29. Cheltenham: Edward Elgar.
- Brau, R., Lanza, A., & Pigliaru, F. (2007). How fast are small tourism countries growing? Evidence from the data for 1980-2003. *Tourism Economics*, 13(4), 603-613.
- Brida, J. G., & Risso, W. A. (2010). Tourism as a determinant of long-run economic growth. *Journal of Policy Research in Tourism, Leisure & Events*, 2(1), 14-28.
- Burgan, B., & Mules, T. (1992). Economic impact of sporting events. *Annals of Tourism Research*, 19(4), 700-710.
- Cortés-Jiménez, I., & Pulina, M. (2010). Inbound tourism and long-run economic growth. *Current Issues in Tourism*, 13(1), 61-74.
- Crompton, J. L., Lee, S., & Shuster, T. (2001). A guide for undertaking economic impact studies: the Springfest example. *Journal of Travel Research*, 40(1), 79-87.

- Dritsakis N. (2004). Tourism as a long-run economic growth factor: an empirical investigation for Greece using causality analysis. *Tourism Economics*, 10(3), 305-316.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. (2nd ed). New York: John Wiley & Sons.
- Engle R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Eugenio-Martin J. L., Morales N. M., & Scarpa R. (2004). Tourism and economic growth in Latin American countries: a panel data approach. *FEEM Working Paper No. 26.2004*, February 2004.
- Figini, P., & Vici, L. (2010). Tourism and growth in a cross section of countries. *Tourism Economics*, 16(4), 789-805.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gunduz, L., & Hatemi-J, A. (2005). Is the tourism-led growth hypothesis valid for Turkey? *Applied Economics Letters*, 2(8), 499-504.
- 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.
- Husein, J., & Kara, S. M. (2011). Re-examining the tourism-led growth hypothesis for Turkey. *Tourism Economics*, 17(4), 917-924.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2), 215-238.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3), 231-254.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

- Katircioglu S. T. (2009). Revisiting the tourism-led-growth hypothesis for Turkey using the bounds test and Johansen approach for cointegration. *Tourism Management*, 30(1), 17-20.
- Katircioglu, S. (2010). Testing the tourism-led growth hypothesis for Singapore – an empirical investigation from bounds test to cointegration and Granger causality tests. *Tourism Economics*, 16(4), 1095-1101.
- Kennedy, P. (2003). *A Guide to Econometrics*. 5th ed. Oxford: Blackwell Publishing.
- Kim H. J., Chen M. H., & Jang S. C. (2006). Tourism expansion and economics development: the case of Taiwan. *Tourism Management*, 27(5), 925-933.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lee C. C., & Chang C. P. (2008). Tourism development and economics growth: a close look at panels. *Tourism Management*, 29(1), 180-192.
- Li, S., Blake, A., & Cooper, C. (2011). Modelling the economic impact of international tourism on the Chinese economy: a CGE analysis of the Beijing 2008 Olympics. *Tourism Economics*, 17(2), 279-303.
- Lütkepohl, H., & Krätzing, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Mayer, M. Müller, M., Woltering, M., Arnegger, J., & Job, H. (2010). The economic impact of tourism in six German national parks. *Landscape and Urban Planning*, 97(2), 73-82.
- Narayan, P. K. (2004a). *Reformulating Critical Values for the Bounds F-statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji*. Victoria, Australia, Department of Economics, Monash University. Discussion Papers, No.02/04. Melbourne: Monash University.
- Narayan, P. K. (2004b). Economic impact of tourism on Fiji's economy: empirical evidence from the computable general equilibrium model. *Tourism Economics*, 10(4), 419-433.
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2005). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling*, 22(3), 423-438.

- Nowak, J -J., Sahli, M., & Cortés-Jiménez, I. (2007). Tourism, capital good imports and economic growth: theory and evidence for Spain. *Tourism Economics*, 13(4), 515-536.
- Oh, C -O. (2005). The contribution of tourism development to economic growth in the Korean economy. *Tourism Management*, 26(1), 39-44.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phayakvichien, P. (2007). Thailand's tourism development: past, present and future. In Kaosa-ard, M. (ed.), *Mekong Tourism: Blessings for All?* 3-15. Bangkok: White Lotus,
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Polo, C., & Valle, E. (2008). An assessment of the impact of tourism in the Balearic Islands. *Tourism Economics*, 14(3), 615-630.
- Sahli, M., & Nowak, J -J. (2007). Does inbound tourism benefit developing countries? a trade theoretic approach. *Journal of Travel Research*, 45(4), 426-434.
- Said, E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Sequeira, T. N., & Nunes, P. M. (2008). Does tourism influence economic growth? A dynamic panel data approach. *Applied Economics*, 40(18), 2431-2441.
- Sugiyarto, G., Blake, A., & Sinclair, M. T. (2002). *Economic Impact of Tourism and Globalization in Indonesia*. Nottingham, UK: Christel Del Laan Tourism and Travel Research Institute, Nottingham University Business School.
- Untong, A. (2012a). *The Destination Management in Tourism and Tourism Competitiveness in Thailand*. Doctor of Philosophy Thesis in Tourism and Environmental Economics, University of the Balearic Islands, Spain.
- Untong, A. (2012b). *Econometrics of Tourism*. Chiang Mai: Public Policy Studies Institute. (in Thai)
- Wattanakuljaras A., & Coxhead, I. (2008). Is tourism-based development good for the poor? A general equilibrium analysis of Thailand. *Journal of Policy Modeling*, 30(6), 925-955.