

# ความสอดคล้องระหว่างความผันผวนของอัตราการเติบโตของนักท่องเที่ยวจีน ที่เดินทางมาประเทศไทยและสิงคโปร์

## Concordance between the volatility of growth rate of Chinese tourist arrivals to Thailand and Singapore

ธีระ เกียรติมานะโรจน์<sup>1\*</sup> อรอนงค์ พัวรัตนอรุณกร<sup>2</sup>

Teera Kiatmanaroj<sup>1\*</sup>, Oranong Puarattanaarunkorn<sup>2</sup>

<sup>1</sup>สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์การเกษตร มหาวิทยาลัยขอนแก่น อำเภอเมือง จังหวัดขอนแก่น 40002

<sup>2</sup>คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยขอนแก่น อำเภอเมือง จังหวัดขอนแก่น 40002

<sup>1</sup>Department of Agricultural Economics, Khon Kaen University, Muang, Khon Kaen 4002 Thailand

<sup>2</sup>Faculty of Economics, Khon Kaen University, Muang, Khon Kaen 4002 Thailand

Corresponding Author\*

E-mail: teera@kku.ac.th

Received: September 20, 2019; Revised: November 7, 2019; Accepted: November 11, 2019

### บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยนี้คือเพื่อศึกษาความสอดคล้องระหว่างความผันผวนของอัตราการเติบโตรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางมายังประเทศไทย ( $r_{ct}$ ) และสิงคโปร์ ( $r_{cs}$ ) ศึกษาข้อมูลรายเดือนระหว่างปี 2008-2017 โดยใช้แบบจำลองคอปูลาภายใต้แบบจำลองอาร์มาร์กซ์ ผลการศึกษพบว่าแบบจำลอง ARMA(0,1)-GARCH(1,1) ที่มีการแจกแจงแบบ Skew Normal เหมาะสมต่อทั้ง 2 ชุดข้อมูล จากนั้นแบบจำลองคอปูลาถูกนำมาใช้วิเคราะห์ความสอดคล้องระหว่างความผันผวนของชุดข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  ที่ได้จากแบบจำลอง ARMA(0,1)-GARCH(1,1) ผลการศึกษพบว่าคอปูลาชนิด Gumbel เป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมที่ใช้อธิบายโครงสร้างความสอดคล้องกัน ค่าความสอดคล้องระหว่างชุดข้อมูลแสดงอยู่ในรูปของเคนดอลล์เทา มีค่าเท่ากับ 0.45 แสดงให้เห็นว่าความผันผวนระหว่างทั้งสองชุดข้อมูลมีความสอดคล้องในทิศทางเดียวกันระดับปานกลาง หมายความว่าถ้านักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางมายังประเทศไทยประเทศหนึ่งมีอัตราการเติบโตที่ลดลงแล้วอีกประเทศหนึ่งก็จะมีอัตราการเติบโตที่ลดลงเช่นกัน ค่าความสอดคล้องกันบริเวณหางส่วนบนคือ 0.54 แสดงถึงค่าความขึ้นต่อกันในระดับปานกลางระหว่างสองชุดข้อมูลส่วนที่อยู่บริเวณหางฝั่งขวาหรือข้อมูลส่วนที่มีค่าสูง ดังนั้นกรณีนี้ที่อัตราการเติบโตของนักท่องเที่ยวจีนที่มายังประเทศไทยมีการเพิ่มขึ้นแบบผันผวนมากหรือแบบสุดโต่ง นักท่องเที่ยวจีนที่มายังประเทศสิงคโปร์จะมีอัตราการเติบโตในรูปแบบดังกล่าวนี้ในลักษณะที่สอดคล้องกันอย่างปานกลางหรือในทางกลับกัน ข้อมูลนี้เป็นประโยชน์ต่อการบริหารความเสี่ยงในอุตสาหกรรมการท่องเที่ยวที่เกี่ยวข้องกับการรองรับจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางมายังทั้งสองประเทศได้

คำสำคัญ: ARMA(p,q)-GARCH(1,1) คอปูลา ความผันผวน นักท่องเที่ยวจีน

### Abstract

The objective of this research was to study the concordance between the volatility of the monthly growth rates of the Chinese tourists traveling to Thailand ( $r_{ct}$ ) and Singapore ( $r_{cs}$ ) from 2008-2017. The copula based ARMA-GARCH model was used in this research. The results showed that ARMA (0,1)-GARCH (1,1) models with Skew Normal distribution were the models suitable for the two data series. After that, the copula model was employed to analyze the concordance between the volatility of the data series:  $r_{ct}$  and  $r_{cs}$  obtained from ARMA (0,1) -GARCH (1,1) models. The results showed that the Gumbel copula was appropriate to describe the structure of concordance. The concordance value between the data series was in the form of Kendall's tau representing the dependency, was equal to 0.45. This indicated that the volatility between the two data series was concordant in the same direction at a moderate level. That is, if the growth rate of Chinese tourists traveling to one country is



low, that of another country will also be low as well. The concordance value on the upper tail was 0.54, indicating the dependent value at a moderate level between two data series on the right tail, or the data with the upper value. Therefore, if the growth rate of Chinese tourists traveling to Thailand is more volatile or extreme, the growth rate of Chinese tourists traveling to Singapore will be in a concordance manner at a moderate level or vice versa. This finding can be useful for risk management in the tourism industry related to carrying the number of Chinese tourists traveling to both countries.

**Keywords:** ARMA(p,q)-GARCH(1,1), Copula, Volatility, Chinese tourist

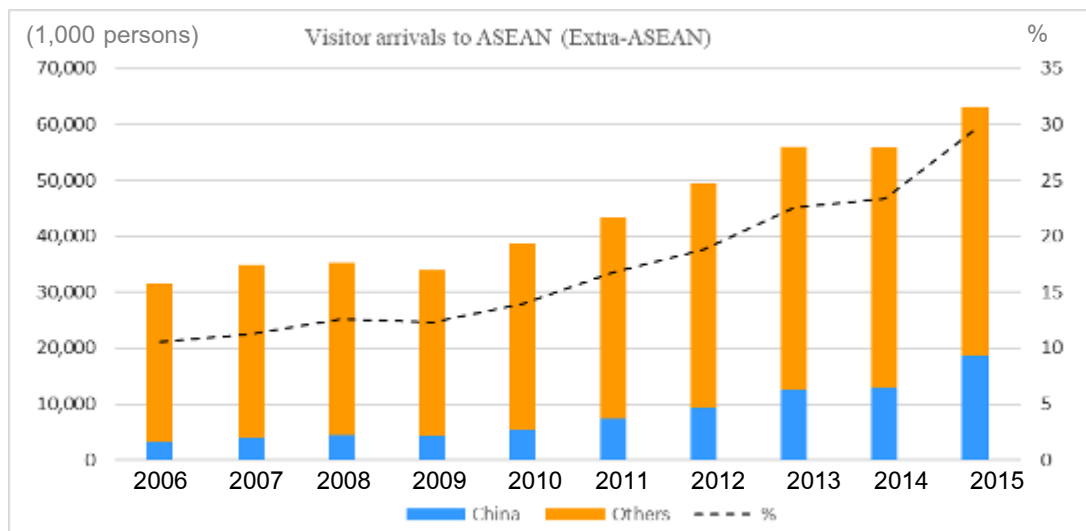
**Paper type:** Academic

## 1. บทนำ

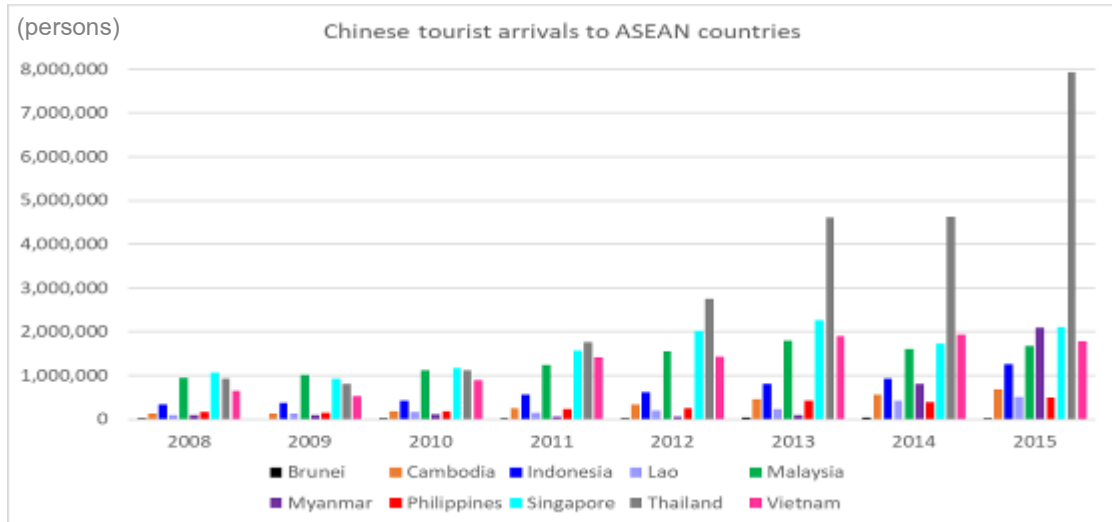
การเพิ่มขึ้นของจำนวนนักท่องเที่ยวภายในภูมิภาคอาเซียนทั้งจากนักท่องเที่ยวภายในและที่มาจากภายนอกภูมิภาคได้สร้างผลกระทบต่อระบบเศรษฐกิจของภูมิภาคอาเซียนทั้งทางตรงและทางอ้อม ข้อมูลจาก World Travel & Tourism Council หรือ WTTC (2018) กล่าวถึงผลกระทบทั้งหมดที่เกิดจากภาคการเดินทางและท่องเที่ยวต่อผลิตภัณฑ์มวลรวม (GDP) ของภูมิภาคเอเชียตะวันออกเฉียงใต้หรืออาเซียน โดยในปี 2017 มีมูลค่าเกิดขึ้น 329.5 พันล้านดอลลาร์สหรัฐ (12.0% of GDP) และได้คาดการณ์ว่าในปี 2028 ภาคการท่องเที่ยวยังคงจะเติบโตขึ้นและจะมีมูลค่าถึง 598.3 พันล้านดอลลาร์สหรัฐ (13.0% of GDP)

ในช่วงระหว่างปี 2006 – 2015 จำนวนนักท่องเที่ยวจากภายนอกภูมิภาค (Extra-ASEAN) มีทิศทางเพิ่มมากขึ้น (ภาพที่ 1) โดยเฉพาะการเพิ่มขึ้นของจำนวนนักท่องเที่ยวจากประเทศจีนที่มีอัตราการเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็ว ในปี 2015 จำนวน

นักท่องเที่ยวที่มาจากภายนอกภูมิภาคอาเซียนมีประมาณ 62,912,000 คน ในจำนวนนี้เป็นนักท่องเที่ยวจากจีน 18,596,000 คน (ASEAN Secretariat, 2017) คิดเป็นสัดส่วน 29.56 % ซึ่งเป็นกลุ่มที่มีสัดส่วนมากที่สุดเมื่อเปรียบเทียบกับนักท่องเที่ยวกลุ่มอื่น ๆ จึงกล่าวได้ว่ากลุ่มนักท่องเที่ยวจากประเทศจีนเป็นแรงขับเคลื่อนที่สำคัญต่อระบบเศรษฐกิจและสร้างรายได้ต่อประเทศต่าง ๆ ในภูมิภาคอาเซียน โดยภาพที่ 2 แสดงการเปลี่ยนแปลงของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนระหว่างปี 2008 – 2015 ที่เดินทางมายังประเทศต่าง ๆ ในภูมิภาคอาเซียน (ASEANstats, 2018) ในภาพรวมพบว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจีนในแต่ละประเทศมีทิศทางเพิ่มมากขึ้น จากข้อมูลประเทศไทยและสิงคโปร์เป็นจุดหมายที่นักท่องเที่ยวจีนนิยมมากเป็นอันดับ 1 และ 2 ตามลำดับ และมีการเพิ่มขึ้นของจำนวนนักท่องเที่ยวจากจีนอย่างต่อเนื่องทุกปี



ภาพที่ 1 จำนวนนักท่องเที่ยวที่มายังภูมิภาคอาเซียน (จากภายนอกภูมิภาคอาเซียน)  
ที่มา: ASEAN Secretariat (2017)



ภาพที่ 2 จำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่มายังประเทศในภูมิภาคอาเซียน  
ที่มา: ASEANstats (2018)

การเพิ่มขึ้นของจำนวนนักท่องเที่ยวในภูมิภาคอาเซียน ทั้งที่มาจากนักท่องเที่ยวจีนและจากนักท่องเที่ยวประเทศอื่น ๆ ทำให้แต่ละประเทศมีรายได้จากนักท่องเที่ยวเพิ่มมากขึ้น โดยเห็นได้อย่างชัดเจนกรณีของประเทศไทย จากการศึกษาของ Untong & Kaosa-ard (2015) พบว่าในช่วงหลังปี 2009 ประเทศไทยถือได้ว่าเป็นผู้นำในตลาดนักท่องเที่ยวจีน ซึ่งจากจุดแข็งดังกล่าว ประเทศไทยควรนำมาใช้เพื่อแสวงหาความร่วมมือกับประเทศต่าง ๆ ในภูมิภาค เพื่อสร้างประโยชน์ร่วมกันในลักษณะการส่งเสริมให้นักท่องเที่ยวจีนที่เข้ามายังภูมิภาคอาเซียนได้มีการท่องเที่ยวแบบหลายจุดหมายปลายทาง (Multi destination) ซึ่งแผนการดำเนินงานของ ASEAN Tourism Strategic Plan 2016-2025 (ASEAN Secretariat, 2015) ได้เสนอแนวทางสนับสนุนการท่องเที่ยวในภูมิภาคไว้เช่นกัน อาทิ การอำนวยความสะดวกรูปแบบการคมนาคมต่าง ๆ ระหว่างประเทศ เช่น ทางบก ทางน้ำ และทางอากาศ เชื่อมโยงหรือสร้างเครือข่ายระหว่างแหล่งท่องเที่ยว สนับสนุนสิ่งอำนวยความสะดวกและความปลอดภัยต่าง ๆ เป็นต้น

สำหรับภูมิภาคอาเซียนประเทศที่เป็นจุดหมายการท่องเที่ยวอันดับ 1 และ 2 ของนักท่องเที่ยวจีนคือประเทศไทยและสิงคโปร์ตามลำดับ (ภาพที่ 2) ซึ่งการเปลี่ยนแปลงของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนบางส่วนในทั้งสองประเทศอาจมีลักษณะที่เกี่ยวเนื่องกันได้ โดย Chiang (2016) กล่าวถึงสถานการณ์ของนักท่องเที่ยวจีนในช่วงครึ่งปีแรกของปี 2014 นักท่องเที่ยวจีนที่มายังสิงคโปร์ได้ลดลงถึง 30 % โดยในปี 2014 มีเหตุการณ์ทางการเมืองในประเทศไทย เหตุการณ์เที่ยวบิน MH370 และการลักพาตัวนักท่องเที่ยวจีนในรัฐซาราวัก ประเทศมาเลเซีย ผลกระทบจากเหตุการณ์ในช่วงเวลาดังกล่าว ได้ส่งผลต่อความสนใจของนักท่องเที่ยวจีนในการเดินทางมายังสิงคโปร์ ทั้งนี้

เนื่องจากนักท่องเที่ยวจีนส่วนใหญ่ที่มีการเดินทางมายังไทย สิงคโปร์ และมาเลเซีย การเดินทางท่องเที่ยวไปยังทั้ง 3 ประเทศจะมีลักษณะการเดินทางในรูปแบบแพคเกจทัวร์

ดังนั้นการเพิ่มขึ้นหรือลดลงของนักท่องเที่ยวจีนในประเทศไทยและสิงคโปร์ ย่อมอาจมีความสอดคล้องกันได้ ซึ่งอาจเกิดขึ้นจากหลากหลายปัจจัย อาทิเช่น การท่องเที่ยวแบบหลายประเทศในช่วงเวลาเดียวกันในลักษณะแบบแพคเกจทัวร์ หรือการเพิ่มขึ้นหรือลดลงมีความสอดคล้องกันโดยบังเอิญ อย่างไรก็ตาม ปรากฏการณ์การลดลงของนักท่องเที่ยวจีนในประเทศสิงคโปร์ ที่ได้ลดลงถึง 30 % เป็นการเปลี่ยนแปลงที่ไม่ปกติหรือมีความผันผวนอย่างมาก จึงเป็นที่น่าสนใจว่าการลดลงหรือเพิ่มขึ้นของนักท่องเที่ยวจีนในประเทศต่าง ๆ ภายในอาเซียนมีความสอดคล้องกันอย่างไร

งานวิจัยนี้จึงมีความสนใจวิเคราะห์ความผันผวน (Volatility) ของอัตราการเติบโตของจำนวนนักท่องเที่ยวจีน เนื่องจากความผันผวนแสดงถึงความไม่แน่นอน เป็นดัชนีตัวหนึ่งที่สามารถบอกถึงความเสี่ยงของการทำงานได้ และวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางจากประเทศจีนสู่ประเทศไทย ( $r_{ct}$ ) และความผันผวนของอัตราการเปลี่ยนแปลงรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางจากประเทศจีนสู่ประเทศสิงคโปร์ ( $r_{cs}$ )

โดยช่วงเวลาที่ดำเนินการวิเคราะห์ระหว่างปี 2008-2017 เป็นช่วงเวลาที่นักท่องเที่ยวจีนมีทิศทางเพิ่มขึ้นมากในการเข้ามายังไทยและสิงคโปร์เมื่อเทียบกับช่วงเวลาก่อนหน้าดังแสดงในภาพที่ 3 การศึกษาใช้แบบจำลอง ARMA(p,q) - GRACH(1,1) ในการวิเคราะห์ความผันผวน และใช้แบบจำลองคอปูลาเพื่อวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวน ผลการศึกษาที่ได้

สามารถใช้เป็นข้อมูลประกอบสำหรับการพิจารณาถึงความเสี่ยงที่อาจเกิดขึ้นร่วมกันจากอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทที่ผันผวนของนักท่องเที่ยวจีน ซึ่งการทราบถึงรูปแบบการเปลี่ยนแปลงของจำนวนนักท่องเที่ยว ทำให้สามารถวางแผนการทำงานที่สอดคล้องกับพฤติกรรมของนักท่องเที่ยวได้

## 2. วิธีการศึกษา

การวิเคราะห์ข้อมูลของการศึกษานี้แบ่งเป็น 2 ขั้นตอนหลัก ในขั้นแรกแบบจำลอง ARMA(p,q) – GARCH(1,1) ใช้วิเคราะห์ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางจากประเทศจีนสู่ประเทศไทยและสิงคโปร์  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  และหาค่าการแจกแจงตามขอบ (Marginal distribution) ของ Standardized residuals  $Z_t$  ในแบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1) เพื่อนำข้อมูล  $Z_t$  ไปใช้ในแบบจำลองคอปูลาในการหาความสัมพันธ์ (Dependent) ต่อไป

สำหรับขั้นตอนที่สองแบบจำลองคอปูลาถูกนำมาใช้เพื่อวิเคราะห์ความสอดคล้องระหว่างชุดข้อมูล โดยเป็นแบบจำลองที่ใช้วิเคราะห์ความสอดคล้องระหว่างชุดข้อมูลในลักษณะที่การแจกแจงของข้อมูลไม่จำเป็นต้องอยู่ในรูปแบบการแจกแจงแบบปกติ และสามารถวิเคราะห์ความสอดคล้องที่มีลักษณะนอกเหนือจากในรูปแบบของเชิงเส้นตรง (Linear correlation) การวัดค่าความสอดคล้องระหว่างชุดข้อมูลอยู่ในรูปของเคนดอลล์เทา (Kendall's tau) แสดงถึงระดับความสัมพันธ์ ชุดข้อมูลหรือตัวแปรที่ใช้กับแบบจำลองคอปูลาต้องมีลักษณะเป็นตัวแปรสุ่ม (Random variable) และอิสระ เพื่อหลีกเลี่ยงความผิดพลาดของการวิเคราะห์ ดังนั้นแบบจำลองคอปูลาจึงมีความได้เปรียบในการหาความสัมพันธ์หรือความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูล โดยเฉพาะกับข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไม่ปกติ ซึ่งทำให้มีความยืดหยุ่นในการวิเคราะห์ข้อมูลมาก (Sriboonchitta, Nguyen, Wiboonpongse, & Liu, 2013, pp.793-808)

### 2.1 แบบจำลอง ARMA(p,q) – GARCH(1,1)

ARMA(p,q) – GARCH(1,1) เป็นแบบจำลองที่รวมการวิเคราะห์ข้อมูลเข้าไว้ด้วยกันระหว่างแบบจำลองค่าเฉลี่ยแบบมีเงื่อนไข ARMA(p,q) (Conditional mean) และแบบจำลองค่าความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข GARCH(1,1) (Conditional variance) (Chang & McAleer, 2012, pp. 397-419) ที่ผ่านมาแบบจำลอง ARMA(p,q) – GARCH(1,1) ถูกนำมาใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลด้านการท่องเที่ยว ได้แก่งานวิจัยของ Liu, Sriboonchitta, Nguyen, & Kreinovich (2014) ใช้ในการวิเคราะห์ความผันผวนของนักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางมายังประเทศไทย มาเลเซียและสิงคโปร์ ส่วนงานวิจัยของ Tang, Sriboonchitta, Ramos, & Wong (2015) ใช้ในการวิเคราะห์ความผันผวนของนักท่องเที่ยวจากเกาหลีใต้ ญี่ปุ่น รัสเซีย อเมริกา มาเลเซียและสิงคโปร์ที่เดินทางไปยังจีน

ซึ่งการศึกษาครั้งนี้ใช้แบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1) ในการวิเคราะห์ความผันผวน (Volatility) ของอัตราแลกเปลี่ยนรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางจากประเทศจีนสู่ประเทศไทย  $r_{ct}$  และอัตราแลกเปลี่ยนรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางจากประเทศจีนสู่ประเทศสิงคโปร์  $r_{cs}$  แบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(r,s) ที่นำเสนอโดย Ling (2007) ได้ถูกปรับใช้สำหรับการศึกษานี้ โดยปรับให้อยู่ในรูปแบบของแบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1) ดังแสดงอยู่ในสมการที่ (1) – (3) ที่แสดงสมการทั่วไปของแบบจำลอง

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}; z_t \sim D(0,1) \quad (2)$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (3)$$

สมการที่ (1) แสดงถึง ARMA mean equation  $y_t$  คือ อัตราการเปลี่ยนแปลงของจำนวนนักท่องเที่ยว ณ เวลา  $t$  โดย  $\mu$  คือ ค่าเฉลี่ยของอัตราการเปลี่ยนแปลงของจำนวนนักท่องเที่ยว ส่วน  $a_i$  และ  $b_j$  คือ Autoregressive coefficients และ Moving average coefficients ตามลำดับ สำหรับ  $p$  และ  $q$  คือ ลำดับคาบเวลา (Lag order) ของ Autoregressive และ Moving average ตามลำดับ และ  $\varepsilon_t$  คือ Innovations หรือ Residuals ของข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่ง  $\varepsilon_t$  วิเคราะห์ค่าได้จากแบบจำลอง GARCH

สมการที่ (2) และ (3) แสดงถึง GARCH variance equation โดย  $\varepsilon_t$  แสดงอยู่ในรูปผลคูณระหว่าง  $h_t$  ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (Condition variance) และ  $Z_t$  (Standardized residuals) เมื่อ  $Z_t$  เป็นตัวแปรสุ่ม (Random variable) มีลักษณะอิสระและมีการแจกแจงเดียวกัน (Independent and identically distributed (i.i.d))  $Z_t$  มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และค่าความแปรปรวนเป็น 1 ( $Z_t \sim D(0,1)$ ) และมีการแจกแจงข้อมูลในรูปแบบ  $D$  ใด ๆ ซึ่งสำหรับการศึกษานี้ได้ทำการทดสอบข้อมูลการแจกแจงของ  $Z_t$  ใน 4 รูปแบบ ได้แก่ การแจกแจงแบบ Normal, Skew Normal, Student t และ Skew Student t เนื่องจากเราไม่ทราบรูปแบบการแจกแจงของข้อมูลที่เหมาะสมจึงได้เลือกทดสอบการแจกแจงของข้อมูลทั้งที่สามารถวัดการกระจายแบบปกติ การกระจายในส่วนหางและความเบ้ได้ ซึ่งจากการทดสอบสถิติเชิงพรรณนาเบื้องต้น (ตารางที่ 2) ได้พบว่าชุดข้อมูลอัตราการเปลี่ยนแปลงของจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางจากประเทศจีนสู่ประเทศไทยและสิงคโปร์มีความเบ้ (Skewness) ของข้อมูล

สมการ (3) แสดงถึงกระบวนการของ GARCH(1,1) โดยมีเงื่อนไข  $\omega > 0$ ,  $\alpha \geq 0$  และ  $\beta \geq 0$  เพื่อยืนยันว่าค่าของ  $h_t > 0$  มีคุณสมบัติสอดคล้องสมการที่ (2) และค่าของ  $\alpha + \beta < 1$  เพื่อยืนยันว่าข้อมูลที่เราวิเคราะห์ด้วยกระบวนการ GARCH(1,1) มีลักษณะหนึ่งและมีคุณสมบัติตามแบบจำลอง GARCH(1,1) จากพจน์  $\alpha \varepsilon_{t-1}^2$  ค่า  $\alpha$  บอกระดับของการคงอยู่ของผลกระทบที่เกิดจากช็อก (Shock) ในช่วงเวลาระยะสั้น สำหรับพจน์  $\beta h_{t-1}$  ค่า  $\beta$  บ่งบอกถึงระดับของการคงอยู่ของผลกระทบที่เกิดจากช็อกในช่วงเวลาระยะยาว โดยพิจารณาจากค่า  $\alpha + \beta$  ซึ่งถ้าผลบวกดังกล่าวมีค่ามากย่อมหมายถึงสิ่งที่เกิดจากช็อกจะยังคงผลปรากฏอยู่ในระยะยาว (Chang & McAleer, 2012, pp. 397-419)

เกณฑ์การกำหนดค่า p และ q ของแบบจำลอง ARMA(p,q) – GARCH(1,1) ของการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ประการแรกพิจารณาจากค่า AIC ที่น้อยสุดของแบบจำลอง ประการที่สองพิจารณาจากค่า  $\alpha$   $\beta$  และ  $\omega$  มีลักษณะตามเงื่อนไขแบบจำลอง GARCH(1,1) ประการที่สามพิจารณาจากตัวแปรสุ่ม  $Z_t$  ที่ถูกนำไปใช้ ต้องมีลักษณะทางสถิติที่เหมาะสมกับแบบจำลองคอปูลา

## 2.2 คอปูลา

คอปูลาเป็นวิธีการวิเคราะห์ความสัมพันธ์หรือความสอดคล้องระหว่างตัวแปรสุ่มต่าง ๆ โดยตัวแปรสุ่มต้องมีค่าหรือถูกปรับค่าให้อยู่ในช่วง  $[0,1]$  และมีการแจกแจงเดียวกัน (Uniform distribution) นอกจากนั้นต้องมีลักษณะอิสระ จึงจะสามารถนำมาใช้ได้อย่างเหมาะสมกับแบบจำลองคอปูลา (Patton, 2006) ซึ่งการศึกษานี้ใช้วิธีทดสอบ Kolmogorov-Smirnov (K-S) เพื่อยืนยันว่าข้อมูลที่นำมาใช้ในแบบจำลองมีการแจกแจงแบบเดียวกันและใช้วิธีทดสอบ Box-Ljung เพื่อทดสอบความเป็นอิสระ

ตัวแปรสุ่มต่าง ๆ ที่นำมาวิเคราะห์ความสอดคล้องระหว่างกันต้องทราบรูปแบบการแจกแจงตามขอบโดยการแจกแจงตามขอบของแต่ละตัวแปรสุ่มเหมือนกันหรือแตกต่างกันได้ คอปูลาใช้อธิบายความเชื่อมโยงระหว่างการแจกแจงตามขอบของตัวแปรสุ่มต่าง ๆ ให้อยู่ในรูปของฟังก์ชันการแจกแจงร่วม (Joint distribution function) เพียงหนึ่งเดียว เมื่อทราบคอปูลาฟังก์ชันที่เหมาะสมสำหรับการอธิบายความสอดคล้องระหว่างตัวแปรสุ่มต่าง ๆ แล้ว ก็จะสามารถระบุค่าความสอดคล้องนั้นได้ พื้นฐานทฤษฎีของคอปูลามาจากทฤษฎีของ Sklar (1959) ซึ่งตามที่ปรากฏใน Nelsen (2006) อธิบายทฤษฎีของคอปูลาได้ดังนี้

ทฤษฎีของ Sklar กำหนดให้  $H$  คือ ฟังก์ชันการแจกแจงร่วมของฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นสะสม (Cumulative distribution function (c.d.f.)) ของตัวแปรสุ่ม  $X_n$  กรณีตัวแปรสุ่ม  $n$  ตัว ฟังก์ชันการแจกแจงร่วมคือ

$$H(x_1, \dots, x_n) = \Pr[X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n]; (x_1, \dots, x_n) \in R^n \quad (4)$$

กำหนดให้  $F_n(x_n) = \Pr[X_n \leq x_n]$  เป็นฟังก์ชันการแจกแจงแบบตัวแปรเดียว (Univariate distribution functions) และเป็นการแจกแจงตามขอบของตัวแปรสุ่ม ดังนั้นจากสมการ (4) เขียนในรูปฟังก์ชันคอปูลา ( $C$ ) ได้ดังนี้

$$H(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)); (x_1, \dots, x_n) \in R^n \quad (5)$$

สำหรับกรณีที่มีตัวแปรสุ่ม 2 ตัว ที่มีการแจกแจงตามขอบคือ  $F$  และ  $G$  ของตัวแปรสุ่ม  $X$  และ  $Y$  ตามลำดับ ฟังก์ชันของการแจกแจงร่วม ( $H$ ) ของตัวแปรสุ่ม  $X$  และ  $Y$  ในรูปฟังก์ชันคอปูลาคือ

$$H(x, y) = C(F(x), G(y)); (x, y) \in R^2 \quad (6)$$

$F$  และ  $G$  เป็น c.d.f. และเป็นฟังก์ชันต่อเนื่อง (Continuous function) ที่มีลักษณะเพิ่มขึ้น (Strictly increasing) ดังนั้นฟังก์ชันคอปูลาจะหาค่าได้โดยมีลักษณะ  $C: [0,1] \times [0,1] \rightarrow [0,1]$  และมีรูปแบบดังสมการที่ (7)

$$C(u, v) = F(F^{-1}(u), G^{-1}(v)) \quad (7)$$

เมื่อ  $F(x) = u, G(y) = v$  และ  $F^{-1}$  และ  $G^{-1}$  คือ อินเวอร์สฟังก์ชันของ  $F$  และ  $G$  ตามลำดับ ดังนั้นเราจะได้ว่า  $x = F^{-1}(u), y = G^{-1}(v)$  โดย  $(u, v) \in [0,1]^2$  และ  $u, v$  คือ c.d.f. โดยสมการที่ (7) เป็นคอปูลาแบบคู่ (Bivariate copula) เป็นการวิเคราะห์ความสัมพันธ์หรือความสอดคล้องระหว่างตัวแปรสุ่ม 2 ตัว ซึ่งในการประมาณค่าพารามิเตอร์ของคอปูลานั้น ต้องทราบฟังก์ชันความหนาแน่นของคอปูลาก่อน (Copula density function:  $C_\theta^d$ ) ซึ่งหาได้จากการหาอนุพันธ์ของฟังก์ชันคอปูลา  $C_\theta$  ดังสมการที่ (8)

$$C_\theta^d = \frac{\partial^2 C_\theta(F(x), G(y))}{\partial x \partial y} \quad (8)$$

ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ของคอปูลา ( $\theta_C$ ) การศึกษานี้ได้ใช้วิธี Maximum pseudo-log likelihood ที่เสนอโดย Genest, Ghoudi, & Rivest (1995) เนื่องจากไม่ทราบรูปแบบการแจกแจงที่แน่นอนของฟังก์ชันการแจกแจงตามขอบ  $F$  และ  $G$  ของตัวแปรสุ่ม ดังนั้นจึงต้องใช้ Pseudo-observations ( $F_n(x_i), G_n(y_i); i = 1, \dots, n$ ) เพื่อสร้าง

Likelihood function ในการประมาณค่าพารามิเตอร์  $\theta_C$  โดย Pseudo-observations ได้มาจากการใช้ Empirical distribution function เปลี่ยนรูปแบบของตัวแปรสุ่มให้อยู่ในรูปแบบการแจกแจงแบบ Uniform [0,1]

ซึ่งการที่ข้อมูลที่นำมาใช้ในแบบจำลองคอปูลาต้องอยู่ในช่วง [0,1] เนื่องจากแบบจำลองคอปูลาเป็นการวัดค่าความสัมพันธ์ในลักษณะการวัดความสัมพันธ์โดยตำแหน่ง ดังนั้นการวัดความสัมพันธ์จะเกิดขึ้นได้ก็ต่อเมื่อชุดข้อมูลต่าง ๆ ที่นำมาใช้ต้องถูกเปลี่ยนรูปหรือถูกจัดให้อยู่ในช่วงค่าแบบเดียวกันหรืออยู่ในสเกล (Scale) แบบเดียวกันก่อน โดยค่าความสัมพันธ์ที่วัดได้จากแบบจำลองคอปูลา สามารถแสดงอยู่ในรูปของค่าความสัมพันธ์แบบเคนดอลล์เทาที่บอกถึงระดับความขึ้นต่อกันหรือความสอดคล้องกัน

เมื่อ  $F_n(x)$  และ  $G_n(y)$  คือ Empirical distributions functions ดังสมการที่ (10) และ (11) ตามลำดับ ซึ่งเป็นการเปลี่ยนสเกลของ  $F(x)$  และ  $G(y)$  ให้อยู่ในรูปใหม่ จากสมการที่ (10) และ (11) สัญลักษณ์  $I$  ในที่นี้หมายถึง Indicator function และ  $n$  คือ จำนวนตัวอย่างที่สังเกต

$$F_n(x) = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^n I(x_i \leq x) \quad (10)$$

$$G_n(y) = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^n I(y_i \leq y) \quad (11)$$

ดังนั้นจากสมการที่ (8) จึงได้

$$c_\theta^d = \frac{\partial^2 C_\theta(F_n(x), G_n(y))}{\partial x \partial y} \quad (12)$$

ในการสร้าง Likelihood function เพื่อประมาณค่าพารามิเตอร์  $\theta_C$  อยู่ภายใต้สมมติฐานที่ว่า การแจกแจงตามขอบ  $F$  และ  $G$  เป็นฟังก์ชันต่อเนื่อง คอปูลา  $C_\theta$  เป็น Bivariate distribution ที่มีฟังก์ชันความหนาแน่น  $c_\theta^d$  ดังสมการที่ 12 และมี Pseudo-observations  $F_n(x_i)$  และ  $G_n(y_i)$  โดยที่  $i = 1, \dots, n$  โดยรูปแบบของฟังก์ชันแสดงอยู่ดังสมการที่ (13) ใช้ในการคัดเลือกค่าพารามิเตอร์  $\theta_C$  ที่ทำให้ได้ค่าสูงสุดของ Pseudo-log likelihood

$$L(\theta_C) = \sum_{i=1}^n \log[c_\theta(F_n(x_i), G_n(y_i))] \quad (13)$$

สมการที่ (7) เป็นคอปูลาแบบคู่ (Bivariate copula) เป็นการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่ม 2 ตัว ในการศึกษาครั้งนี้ได้นำข้อมูลทดสอบกับคอปูลาฟังก์ชันชนิดต่าง

ๆ ทั้งแบบ Elliptical copulas ประเภทข้อมูลมีความสัมพันธ์แบบสมมาตร (Symmetric) และ Archimedean copulas ประเภทข้อมูลมีความสัมพันธ์แบบไม่สมมาตร (Asymmetric) ซึ่งการศึกษาครั้งนี้จะกล่าวถึงคอปูลาฟังก์ชันเพียง 5 ชนิดเท่านั้น ได้แก่ Gaussian และ Student-t ซึ่งอยู่ในตระกูล Elliptical copulas และ Gumbel BB1 และ BB7 ซึ่งอยู่ในตระกูล Archimedean copulas เหตุผลที่กล่าวถึงคอปูลาฟังก์ชันเพียง 5 ชนิด เนื่องจากการศึกษาครั้งนี้ใช้ค่า BIC เป็นเกณฑ์สำหรับการเลือกชนิดแบบจำลองคอปูลา (Brechmann & Schepsmeier, 2013, pp. 1-27) สำหรับตระกูล Elliptical copulas พบว่า Gaussian และ Student-t มีค่า BIC ที่แสดงถึงความเหมาะสมอยู่ในอันดับที่ 1 และอันดับที่ 2 ตามลำดับ สำหรับตระกูล Archimedean copulas พบว่า Gumbel BB1 และ BB7 มีค่า BIC ที่แสดงถึงความเหมาะสมอยู่ในอันดับที่ 1 อันดับที่ 2 และอันดับที่ 3 ตามลำดับ (ผลการวิเคราะห์แสดงอยู่ในตารางที่ 7)

Gaussian (Normal) copula มีรูปแบบการตามทฤษฎี Trivedi & Zimmer (2005) อธิบายไว้ดังนี้

$$C(u_1, u_2; \rho) = \Phi_G(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2); \rho) \quad (14)$$

หรือ

$$C(u_1, u_2; \rho) = \int_{-\infty}^{-1}(u_1) \int_{-\infty}^{-1}(u_2) \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \times \left\{ \frac{-(s^2 - 2\rho st + t^2)}{2(1-\rho^2)} \right\} ds dt \quad (15)$$

เมื่อ  $\Phi^{-1}$  คือ อินเวอร์สฟังก์ชันของฟังก์ชัน c.d.f ของการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน (Standard normal distribution) โดย  $u_1$  และ  $u_2$  ของการศึกษาครั้งนี้คือ Empirical distributions functions ของ  $Z_t$  (Standardized residuals) ที่ได้จากขั้นตอนการวิเคราะห์ด้วยแบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1) ค่าพารามิเตอร์ของคอปูลา  $\rho \in (-1,1)$  และ  $\rho$  คือ สหสัมพันธ์ของเพียร์สัน ซึ่ง Gaussian copula ไม่สามารถหาค่าความขึ้นต่อกันบริเวณหางได้ (Tail independence)

Student's t copula มีรูปแบบการตามทฤษฎี Trivedi & Zimmer (2005) อธิบายไว้ดังนี้

$$C^t(u_1, u_2; v, \rho) = \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_1)} \int_{-\infty}^{t_\rho^{-1}(u_2)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \times \left\{ 1 + \frac{s^2 - 2\rho st + t^2}{v(1-\rho^2)} \right\}^{-(v+2)/2} ds dt \quad (16)$$

เมื่อ  $t_v^{-1}(u_1)$  คือ อินเวอร์สฟังก์ชันของฟังก์ชัน c.d.f ของการแจกแจงแบบที่ โดย  $v$  คือ องศาอิสระ ( $v > 2$ ) เมื่อมีค่ามากขึ้นข้อมูลก็จะมีแรงใกล้เคียงกับการแจกแจงแบบปกติ ค่าพารามิเตอร์ของคอปูลา  $\rho \in (-1, 1)$  และ  $\rho$  คือสหสัมพันธ์ของเพียร์สัน โดย Student's t Copula สามารถตรวจสอบการขึ้นต่อกันบริเวณหางได้ (Tail Dependence) ทั้งบริเวณหางบน (Upper tail) และหางส่วนล่าง (Lower tail) โดยค่าความขึ้นต่อกันทั้งสองมีค่าเท่ากันเนื่องจาก Student's t Copula เป็นการตรวจวัดความสัมพันธ์แบบสมมาตร

Gumbel copula มีรูปแบบการตามที Trivedi & Zimmer (2005) อธิบายไว้ดังนี้

$$C(u_1, u_2; \theta) = \exp(-[(-\log u_1)^\theta + (-\log u_2)^\theta]^{1/\theta}) \quad (17)$$

ค่าคอปูลาพารามิเตอร์ของ Gumbel คือ  $\theta \in [1, \infty)$  เมื่อ  $\theta = 1$  ตัวแปรสุ่ม 2 ตัว จะไม่ขึ้นต่อกัน และเมื่อ  $\theta$  มีค่ามากขึ้น มีค่ามากขึ้น ตัวแปรสุ่มทั้ง 2 ตัว จะมีขนาดความขึ้นต่อกันมากขึ้นตาม โดย Gumbel copula สามารถตรวจวัดค่าความขึ้นต่อกันบริเวณหางบน ในขณะที่ค่าความขึ้นต่อกันบริเวณหางส่วนล่างเท่ากับ 0

BB1 และ BB7 มีรูปแบบของสมการดังนี้ (Sriboonchitta et al., 2013, pp. 793-808)

$$C_{BB1}(u_1, u_2; \theta, \delta) = \{1 + [(u_1^{-\theta} - 1)^\delta + (u_2^{-\theta} - 1)^\delta]^{1/\delta}\}^{-1/\theta} \quad (18)$$

$$C_{BB7}(u_1, u_2; \beta, \alpha) = 1 - \{1 - [(1 - (1 - u_1)^\beta)^{-\alpha} + (1 - (1 - u_2)^\beta)^{-\alpha} - 1]^{1/\alpha}\}^{1/\beta} \quad (19)$$

เมื่อค่าคอปูลาพารามิเตอร์ของ BB1 คือ  $\theta \in (0, \infty)$  และ  $\delta \in [1, \infty)$  และของ BB7 คือ  $\alpha \in (0, \infty)$  และ  $\beta \in [1, \infty)$  ฟังก์ชันคอปูลา BB1 เป็นฟังก์ชันผสมระหว่างฟังก์ชัน Clayton copula และ Gumbel copula ฟังก์ชัน BB7 copula เป็นฟังก์ชันผสมระหว่างฟังก์ชัน Joe copula และ Clayton copula (Brechmann & Schepsmeier, 2013, pp. 1-27) ซึ่งกรณีนี้ข้อมูลมีความไม่สมมาตรและมีความเบ้มาก ฟังก์ชัน BB1 copula และ BB7 copula เหมาะสมต่อการนำมาใช้ตรวจสอบความสัมพันธ์ระหว่างชุดข้อมูล

คอปูลาพารามิเตอร์ที่ได้มาสามารถนำมาวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลด้วยการหาค่าความขึ้นต่อกันในรูปของค่าเคนดอลล์แทนนอกจากนั้นยังใช้ในการวิเคราะห์ค่าความขึ้นต่อกันบริเวณหางดังแสดงในตารางที่ 1 (Brechmann & Schepsmeier, 2013, pp. 1-27)

ตารางที่ 1 ฟังก์ชันของค่าเคนดอลล์แทนและความขึ้นต่อกันบริเวณหางสำหรับคอปูลาชนิดต่างๆ

| Copula family       | Kendall's tau                                                                                                                                      | Tail dependence<br>(lower, upper)                         |
|---------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------|
| Elliptical copulas  |                                                                                                                                                    |                                                           |
| Gaussian            | $\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$                                                                                                                      | 0                                                         |
| Student's t         | $\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$                                                                                                                      | $2t_{v+1}(-\sqrt{v+1}\sqrt{\frac{1-\rho}{1+\rho}})$       |
| Archimedean copulas |                                                                                                                                                    |                                                           |
| Gumbel              | $1 - \frac{1}{\theta}$                                                                                                                             | $(0, 2 - 2^{\frac{1}{\theta}})$                           |
| BB1                 | $1 - \frac{2}{\delta(\theta + 2)}$                                                                                                                 | $(2^{\frac{-1}{\theta\delta}}, 2 - 2^{\frac{1}{\delta}})$ |
| BB7                 | $1 + \frac{4}{\beta\alpha} \int_0^1 \left\{ -(1 - (1-t)^\beta)^{\alpha+1} \times \frac{(1 - (1-t)^\beta)^{-\alpha} - 1}{(1-t)^{\beta-1}} \right\}$ | $(2^{\frac{-1}{\alpha}}, 2 - 2^{\frac{1}{\beta}})$        |

ที่มา: Brechmann & Schepsmeier (2013, pp. 1-27)

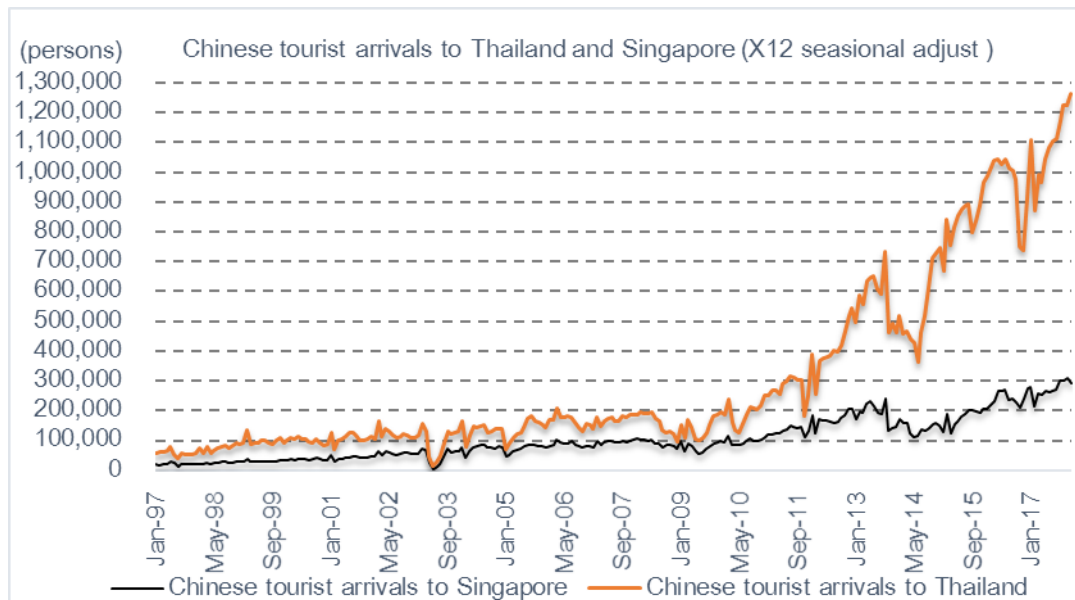
### 3. ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ข้อมูลจำนวนนักท่องเที่ยวต่อเดือนที่เดินทางจากประเทศจีนมายังประเทศไทยและสิงคโปร์ระหว่างปี 1997 – 2017 จากฐานข้อมูล Thomson Reuters Datastream ได้ถูกปรับค่าความเป็นฤดูกาล (Seasonal adjust) ด้วยวิธี X12 และนำไปสร้างกราฟดังแสดงอยู่ใน ภาพที่ 3 จากกราฟพบว่าจำนวนนักท่องเที่ยวจากจีนที่เดินทางมายังทั้ง 2 ประเทศ มีแนวโน้ม (Trend) เพิ่มขึ้นอย่างชัดเจนตั้งแต่ปี 2009 โดยเฉพาะกรณีประเทศไทยที่มีการเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็ว ในภาพรวมของช่วงระยะเวลา 20 ปี พบว่าทิศทางหรือแนวโน้มการเปลี่ยนแปลงของจำนวนนักท่องเที่ยวของทั้งสองประเทศในภาพโดยรวมมีลักษณะที่สอดคล้องไปด้วยกันทั้งการเพิ่มขึ้นและลดลง ภาพที่ 3 แสดงข้อมูลรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางมายังประเทศไทย และข้อมูลรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางมายังสิงคโปร์ ข้อมูลดังกล่าวถูกนำไปหาค่าอัตราการ

เติบโต (Growth rate) ด้วยวิธี Log returns ดังสมการที่ (20) และถูกนำไปสร้างกราฟดังภาพที่ 4 ซึ่งการหาค่าอัตราการเติบโตด้วยวิธีนี้ สามารถลดความแปรปรวนของข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาวิเคราะห์และทำให้ข้อมูลมีความต่อเนื่อง (Untong, 2012) อัตราการเติบโตที่ได้จากวิธี Log returns สามารถนำมาหาผลรวมสะสมต่อเนื่องได้

$$Growthrate = \ln \left( \frac{N_t}{N_{t-1}} \right) \quad (20)$$

$N_t$  คือ จำนวนนักท่องเที่ยว ณ เวลาเดือนปัจจุบัน  $N_{t-1}$  คือ จำนวนนักท่องเที่ยว ณ เวลาเดือนก่อนหน้า



ภาพที่ 3 จำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่มายังประเทศไทยและสิงคโปร์

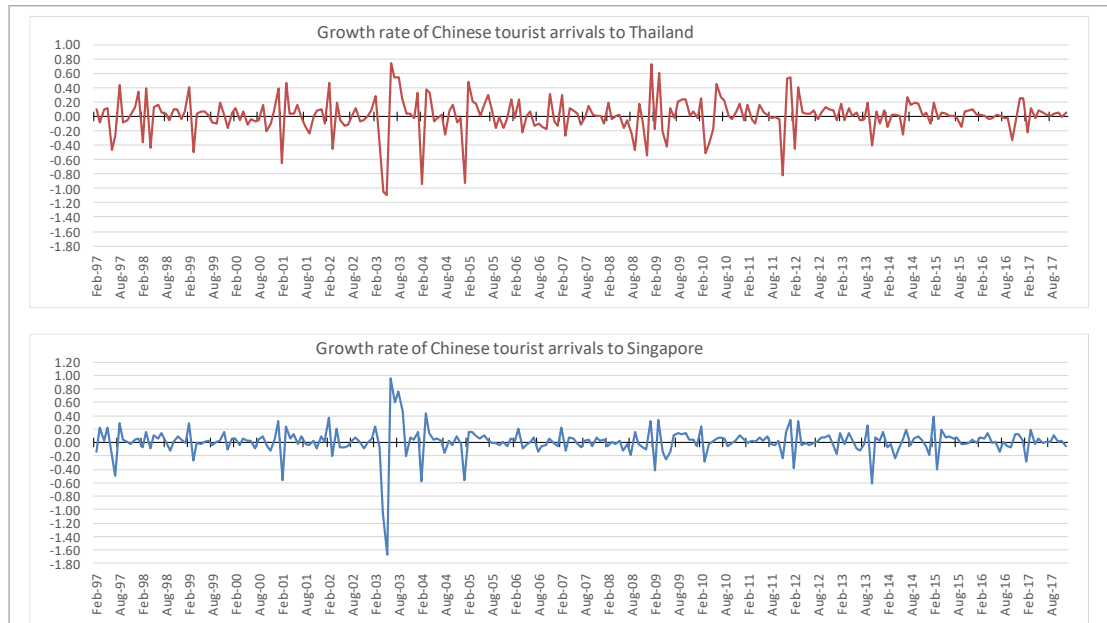
สมการที่ (20) แสดงถึงอัตราการเติบโตของจำนวนนักท่องเที่ยว ซึ่งพบว่าอัตราการเติบโตของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางมายังประเทศไทย ( $r_{ct}$ ) และสิงคโปร์ ( $r_{cs}$ ) อัตราการเติบโตทั้งสองมีรูปแบบดังแสดงอยู่ใน ภาพที่ 4 ดังนั้นการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้มีความสนใจที่จะวิเคราะห์ความสัมพันธ์หรือความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  โดยใช้ข้อมูลระหว่างปี 2008-2017 เนื่องจากเป็นช่วงเวลาที่จำนวนนักท่องเที่ยวจีนมีการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นอย่างก้าวกระโดด (ภาพที่ 3) ซึ่งต่างจากงานวิจัยที่ได้ทำก่อนหน้านี้ โดย Liu et al. (2014) ได้วิเคราะห์ข้อมูลระหว่างเดือนมกราคม 1999 ถึงเดือนมิถุนายน 2012 ซึ่งจาก ภาพที่ 3 เห็นได้อย่างชัดเจนว่าทั้งสองช่วงเวลา

ของการวิเคราะห์ข้อมูล ลักษณะการเพิ่มขึ้นของจำนวนนักท่องเที่ยวมีความต่างกันมาก โดย Untong & Kaosa-ard (2015) กล่าวว่าในช่วงหลังปี 2009 (2009-2014) นักท่องเที่ยวจีนได้เดินทางมาท่องเที่ยวยังภูมิภาคอาเซียนในลักษณะเพิ่มขึ้นอย่างก้าวกระโดด มีผลทำให้โครงสร้างตลาดนักท่องเที่ยวอาเซียนเปลี่ยนแปลง โดยตลาดนักท่องเที่ยวจีนได้มีบทบาทมากขึ้นต่อภาคการท่องเที่ยวของอาเซียน

ตารางที่ 2 แสดงลักษณะทางสถิติเชิงพรรณนาของข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  ระหว่างปี 2008-2017 โดยค่าความเบ้ (Skewness) ของทั้งสองชุดข้อมูลมีค่าติดลบหรือการแจกแจงข้อมูลมีลักษณะเบ้ซ้าย กล่าวคือจะมีเหตุการณ์ที่ค่า  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$

มีลักษณะเป็นแบบความเสี่ยงทางลง (Downside risk) ปรากฏอยู่มาก (ความเสี่ยงทางลง หมายถึง อัตราผลตอบแทนหรืออัตราการเติบโตที่ได้น้อยกว่าที่คาดหวัง เช่น อัตราการเติบโตที่มีลักษณะ

ติดลบ) ซึ่งมีอิทธิพลสูงต่อลักษณะทางสถิติในภาพรวมของข้อมูล ตัวอย่างเช่นระหว่างเดือนกรกฎาคม 2013 - กรกฎาคม 2014 จำนวนนักท่องเที่ยวได้มีการลดลงเป็นอย่างมาก (ภาพที่ 3)



ภาพที่ 4 อัตราการเติบโตของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่มายังประเทศไทยและสิงคโปร์

ค่าความโด่ง (Kurtosis) ของทั้งสองชุดข้อมูลมีค่าใกล้เคียงกันและมีค่าน้อยกว่า 3 ซึ่งแสดงว่าลักษณะความโด่งของข้อมูลน้อยกว่าความโด่งของข้อมูลแบบปกติ หรือเป็นความโด่งแบบพลาติเคอร์ติค (Platykurtic) จากการทดสอบด้วยวิธี Jarque-Bera พบว่าลักษณะการแจกแจงของทั้งสองชุดข้อมูลไม่เป็นแบบปกติ ( $p\text{-value} < 0.05$ ) ดังนั้นในการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยแบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1) รูปแบบการแจกแจงข้อมูลของตัวแปร  $Z_t$  ในแบบจำลองต้องดำเนินการทดสอบกับรูปแบบอื่น ๆ ที่นอกเหนือจากการแจกแจงแบบปกติ เพื่อหารูปแบบของแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด

การวัดความสัมพันธ์ระหว่างชุดข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  ในเบื้องต้น ด้วยวิธีสหสัมพันธ์ของเพียร์สัน (Pearson's correlation) พบว่ามีค่า 0.6606 ซึ่งจากเกณฑ์ของ Hinkle, William, & Stephen (1998) ค่าสหสัมพันธ์ของเพียร์สันที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0.50 - 0.70 ถือว่ามีความสัมพันธ์กันในระดับปานกลาง อย่างไรก็ตามการแจกแจงข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  ไม่เป็นแบบปกติ ซึ่งไม่เป็นไปตามเงื่อนไขของวิธีวิเคราะห์ด้วยสหสัมพันธ์ของเพียร์สัน ดังนั้นค่าที่ได้มาอาจไม่สะท้อนถึงความสัมพันธ์ที่แท้จริงได้

วิธี PP-test (Phillips & Perron, 1988) นำมาใช้ทดสอบความนิ่ง (Stationary) ของชุดข้อมูลอนุกรมเวลา  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  (ตารางที่ 3) จากค่า Phillips-Perron test statistic ของ  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  พบว่ามีค่าน้อยกว่าค่า Test critical values ที่ระดับความสำคัญ 1% 5% และ 10% จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก

เพื่อยืนยันผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา วิธีทดสอบของ Zivot & Andrews (1992) เป็นอีกวิธีสำหรับการทดสอบความนิ่ง โดย Untong (2015) ได้กล่าวไว้ว่าเป็นวิธีการหนึ่งที่เหมาะใช้ในการทดสอบ Unit root ของข้อมูลอนุกรมเวลากรณีที่มีการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้าง (Structural breaks) เป็นวิธีที่เหมาะสมสำหรับในกรณีที่หารอบช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ซึ่งผลทดสอบแสดงอยู่ใน ตารางที่ 4 จากค่า Zivot & Andrews test statistic ของ  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  พบว่ามีค่าน้อยกว่าค่า Test critical values ที่ระดับความสำคัญ 1% 5% และ 10% จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ดังนั้นจึงกล่าวได้ว่าชุดข้อมูลอนุกรมเวลา  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  ทั้งสองชุดข้อมูลมีความนิ่ง มีความเหมาะสมต่อการนำไปวิเคราะห์ด้วยแบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1)

ตารางที่ 2 สถิติเชิงพรรณนาของอัตราดอกเบี้ยของนักท่องเที่ยวจีน

| Descriptive statistics | $r_{ct}$ | $r_{cs}$ |
|------------------------|----------|----------|
| Mean                   | 0.0202   | 0.0089   |
| Median                 | 0.0220   | 0.0135   |
| Maximum                | 0.7348   | 0.3927   |
| Minimum                | -0.8149  | -0.6034  |
| Standard deviation     | 0.2158   | 0.1481   |
| Skewness               | -0.3035  | -0.7977  |
| Kurtosis               | 2.8605   | 2.8484   |

ตารางที่ 3 การทดสอบความนิ่งของข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของนักท่องเที่ยวจีนด้วยวิธี Phillips-Perron

| Growth rate | Phillips-Perron test statistic | Test critical values |          |           |
|-------------|--------------------------------|----------------------|----------|-----------|
|             |                                | 1% level             | 5% level | 10% level |
| $r_{ct}$    | -13.4698                       | -3.4860              | -2.8857  | -2.5795   |
| $r_{cs}$    | -18.0478                       | -3.4860              | -2.8857  | -2.5795   |

หมายเหตุ: 1) Null hypothesis: the time series is non-stationary

ตารางที่ 4 การทดสอบความนิ่งของข้อมูลอัตราดอกเบี้ยของนักท่องเที่ยวจีนด้วยวิธี Zivot-Andrews

| Growth rate | Zivot -Andrews test statistic | Test critical values |          |           |
|-------------|-------------------------------|----------------------|----------|-----------|
|             |                               | 1% level             | 5% level | 10% level |
| $r_{ct}$    | -8.2515 (lag = 3)             | -5.57                | -5.08    | -4.82     |
| $r_{cs}$    | -17.2594 (lag = 0)            | -5.57                | -5.08    | -4.82     |

หมายเหตุ: 1) Null hypothesis: the time series has unit root with structural break

2) The optimal lag length of Zivot & Andrews tests is determined by AIC

#### 4. ผลการศึกษาและอภิปรายผล

##### 4.1 แบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1)

ข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  ถูกวิเคราะห์ด้วยแบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1) ด้วยรูปแบบต่าง ๆ ผลจากการศึกษาพบว่าแบบจำลอง ARMA(0,1)-GARCH(1,1) และตัวแปร  $Z_t$  ที่มีการแจกแจงแบบ Skewed normal เป็นรูปแบบที่มีความเหมาะสมกับข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  ซึ่งเกณฑ์การคัดเลือกแบบจำลองพิจารณาจากค่า AIC ที่ให้ค่าน้อยสุดและตามเกณฑ์อื่น ๆ ที่กล่าวไว้ในหัวข้อ 2.1 และจาก ตารางที่ 5 สำหรับข้อมูล  $r_{ct}$  ค่า  $\alpha$  มีค่า 0.4993 และ  $\beta$  มีค่า 0.3624 โดย  $\alpha + \beta = 0.8617$  ซึ่งแสดงว่าผลกระทบที่เกิดจากช็อก (Shock) ที่มีต่อ  $r_{ct}$  จะปรากฏอยู่ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว สำหรับข้อมูลของ  $r_{cs}$  ค่า  $\alpha$  มีค่า 0.5249 และ  $\beta$  มีค่า 0.2631 โดย  $\alpha + \beta = 0.7870$  ซึ่ง

พฤติกรรมการเปลี่ยนแปลงของชุดข้อมูล  $r_{cs}$  มีลักษณะเช่นเดียวกับข้อมูล  $r_{ct}$  กล่าวได้ว่าถ้ามีเหตุการณ์ที่สร้างผลกระทบด้านลบต่อนักท่องเที่ยวจีนที่มายังทั้งสองประเทศแล้ว ผลกระทบนั้นจะยังคงอยู่ต่อไปทั้งในระยะสั้นและระยะยาว โดยเฉพาะผลกระทบที่จะยังคงอยู่ในระยะสั้น เมื่อพิจารณาจากค่า  $\alpha$  ที่มีค่ามากกว่า 0 และมีค่ามากกว่าค่า  $\beta$

หลังจากทราบแบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1) ที่มีความเหมาะสมกับชุดข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  แล้ว ขั้นตอนต่อไปข้อมูล  $Z_t$  จากทั้งสองแบบจำลองจะถูกแปลงค่าด้วย Empirical distributions functions (สมการที่ 10 และ 11) เพื่อเปลี่ยนรูปแบบของตัวแปรสุ่ม  $Z_t$  ให้อยู่ในรูปแบบการแจกแจงแบบ Uniform [0,1] สำหรับการนำไปใช้ในแบบจำลองคอปูลาต่อไป

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบจากแบบจำลอง ARMA(0,1)-GARCH(1,1) ด้วยการแจกแจงแบบ Skewed normal ของ  $Z_t$  สำหรับข้อมูล  $r_{ct}$  และ ARMA(0,1)-GARCH(1,1) ด้วยการแจกแจงแบบ Skewed normal ของ  $Z_t$  สำหรับข้อมูล  $r_{cs}$

|          | $r_{ct}$     |            | $r_{cs}$     |            |
|----------|--------------|------------|--------------|------------|
|          | Coefficients | Std. error | Coefficients | Std. error |
| $\mu$    | 0.0168       | 0.0136     | 0.0155       | 0.0068**   |
| ma1      | -0.1504      | 0.0887*    | -0.3453      | 0.1356**   |
| $\omega$ | 0.0089       | 0.0027**** | 0.0049       | 0.0019**   |
| $\alpha$ | 0.4993       | 0.1489**** | 0.5249       | 0.2009***  |
| $\beta$  | 0.3624       | 0.1302***  | 0.2631       | 0.1349**   |
| skewness | 0.5063       | 0.0825**** | 0.7876       | 0.1012**** |

ที่มา: จากการคำนวณ, หมายถึง: ระดับนัยสำคัญทางสถิติ: 0 “\*\*\*\*” 0.001 “\*\*\*” 0.01 “\*\*” 0.05 “\*” 0.1.

#### 4.2 แบบจำลองคอปูลา

ตัวแปรสุ่มที่จะนำมาใช้ในแบบจำลองคอปูลา ชุดข้อมูลต้องมีลักษณะแบบ Independent and identically distributed (i.i.d.) การศึกษาครั้งนี้จึงใช้วิธีทดสอบ Kolmogorov-Smirnov (K-S) เพื่อยืนยันว่าชุดข้อมูลมีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอในช่วง [0,1] หรือไม่ และใช้วิธีทดสอบ Box-Ljung เพื่อทดสอบความเป็นอิสระหรือการทดสอบสหสัมพันธ์เชิงอนุกรม (Serial correlation test) ซึ่งผลการทดสอบของตัวแปรสุ่ม  $Z_t$  ที่ผ่านการเปลี่ยนรูป (Marginal distributions ที่ใช้ในแบบจำลองคอปูลา) แสดงในตารางที่ 6 โดยค่า p-values ของ K-S Test และ Box-Ljung

test มีค่ามากกว่า 0.05 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก (Null hypothesis) ข้อมูลทั้งสองชุดมีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอในช่วง [0,1] และไม่มีสหสัมพันธ์เชิงอนุกรม (Serial correlation) ตามลำดับ ดังนั้นข้อมูลทั้งสองชุดจึงมีความเหมาะสมต่อแบบจำลองคอปูลา

การศึกษานี้ได้นำข้อมูลทดสอบกับคอปูลาฟังก์ชันชนิดต่าง ๆ โดยใช้ค่า BIC เป็นเกณฑ์สำหรับการเลือกชนิดแบบจำลองคอปูลา (Brehmann & Schepsmeier, 2013, pp. 1-27) ผลการคัดเลือกแบบจำลองคอปูลาที่มีความเหมาะสมต่อการใช้อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างชุดข้อมูลแสดงอยู่ในตารางที่ 7

ตารางที่ 6 ค่า p-values ของการทดสอบ K-S และ Box-Ljung สำหรับ Marginal distributions

|                          | Marginal distributions of $r_{ct}$ | Marginal distributions of $r_{cs}$ |
|--------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| K-S test (p-value)       | 1                                  | 1                                  |
| Box-Ljung test (p-value) |                                    |                                    |
| 1 <sup>st</sup> moment   | 0.8384                             | 0.0628                             |
| 2 <sup>nd</sup> moment   | 0.4072                             | 0.9257                             |
| 3 <sup>rd</sup> moment   | 0.8614                             | 0.6137                             |
| 4 <sup>th</sup> moment   | 0.5991                             | 0.8452                             |

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 7 แสดงค่า BIC ของคอปูลาชนิดต่าง ๆ ที่นำมาทดสอบกับข้อมูล สำหรับตระกูล Elliptical copulas พบว่า Gaussian และ Student-t มีค่า BIC ที่แสดงถึงความเหมาะสมอยู่ในอันดับที่ 1 และอันดับที่ 2 ตามลำดับ สำหรับตระกูล Archimedean copulas พบว่า Gumbel BB1 และ BB7 มีค่า BIC ที่แสดงถึงความเหมาะสมอยู่ในอันดับที่ 1 อันดับที่ 2 และอันดับที่ 3 ตามลำดับ โดยคอปูลาที่มีความเหมาะสมที่สุดกับชุดข้อมูลของ

การศึกษานี้คือคอปูลาชนิด Gumbel มีค่า BIC น้อยสุดคือ -66.29

ผลลัพธ์จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของชุดข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  ด้วยแบบจำลองคอปูลาแสดงอยู่ใน ตารางที่ 8 ผลลัพธ์ที่ได้จากแบบจำลองคอปูลาทั้ง 5 ชนิด ค่าความขึ้นต่อกันมีค่าระหว่าง 0.44 – 0.47 ซึ่งมีค่าใกล้เคียงกัน โดย Gaussian เหมาะสมกับการวัดค่าความสัมพันธ์

ระหว่างชุดข้อมูลที่แต่ละชุดข้อมูลมีการกระจายแบบปกติหรือใกล้เคียงปกติ พบว่าค่า  $\rho$  หรือค่าสหสัมพันธ์ของเพียร์สัน มีค่า 0.67 ซึ่งมีค่าเท่ากับค่า  $\rho$  ของ Student's t โดยที่ Student's t สามารถตรวจวัดค่าความสอดคล้องบริเวณหางได้ ค่าความขึ้นต่อกันทั้งบริเวณหางส่วนล่างและหางส่วนบนมีค่า 0.2

คอปูลาชนิด Gumbel มีความเหมาะสมที่สุดสำหรับใช้วิเคราะห์ความสอดคล้องระหว่างชุดข้อมูลของการศึกษาครั้งนี้ ค่าเคนดอลล์เทาจากแบบจำลอง Gumbel คือ 0.45 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าความผันผวนของชุดข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  มีความสอดคล้องในระดับปานกลางกล่าวได้ว่าอัตราการเพิ่มขึ้นหรือลดลงของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่ไปยังทั้งสองประเทศสอดคล้องกัน (Concordance) หรือไปด้วยกันในทิศทางเดียวกันระดับปานกลางสำหรับค่าความขึ้นต่อกันบริเวณหางส่วนบน คือ 0.54 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าค่าความผันผวนของ  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  บริเวณหางส่วนบน (ข้อมูลส่วนที่อยู่บริเวณหางฝั่งขวาของกราฟการแจกแจงข้อมูล

หรือข้อมูลส่วนที่มีค่าสูง) จะมีการเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกันระดับปานกลาง กล่าวได้ว่าเมื่อเกิดเหตุการณ์ที่อัตราการเติบโตของนักท่องเที่ยวจีนมีการเพิ่มขึ้นแบบผันผวนมากหรือแบบสุดโต่ง (Extreme) ทั้งประเทศไทยและสิงคโปร์จะมีอัตราการเติบโตในรูปแบบดังกล่าวนี้ในลักษณะที่สอดคล้องกันอย่างปานกลาง ดังนั้นส่วนงานที่ต้องเกี่ยวข้องกับการรองรับนักท่องเที่ยวจีนในทั้งสองประเทศ จะต้องเผชิญกับความเสี่ยงหรือปัญหาพร้อม ๆ กัน ในการรองรับจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่เพิ่มขึ้นอย่างผันผวนมาก ซึ่งถ้าบริหารจัดการไม่ดี ย่อมสร้างปัญหาตามมาต่าง ๆ ได้ เช่น ความล่าช้าในการเดินทางเข้าหรือออกจากประเทศ ความหนาแน่นของนักท่องเที่ยวในสถานที่ที่ได้รับความนิยมจากนักท่องเที่ยวจีนและทำให้การบริการนักท่องเที่ยวเกิดความบกพร่องตามมา

ตารางที่ 7 ค่า BIC ของคอปูลาชนิดต่างๆ

| Copula family                                     | BIC    | Range |
|---------------------------------------------------|--------|-------|
| Elliptical copulas                                |        |       |
| Gaussian                                          | -65.79 | 2     |
| Student's T                                       | -62.63 | 5     |
| Archimedean copulas                               |        |       |
| Gumbel                                            | -66.29 | 1     |
| BB1                                               | -63.94 | 3     |
| BB7                                               | -63.78 | 4     |
| Rotated BB1 (180 degrees; "survival BB1")         | -63.43 | 6     |
| Rotated BB7 (180 degrees; "survival BB7")         | -62.96 | 7     |
| BB6                                               | -61.50 | 8     |
| Rotated Gumbel (180 degrees; "survival Gumbel")   | -57.94 | 9     |
| Rotated Clayton (180 degrees; "survival Clayton") | -57.05 | 10    |
| Frank                                             | -56.74 | 11    |
| Joe                                               | -55.12 | 12    |
| BB8                                               | -54.50 | 13    |
| Rotated BB6 (180 degrees; "survival BB6")         | -53.13 | 14    |
| Rotated BB8 (180 degrees; "survival BB8")         | -49.45 | 15    |
| Clayton                                           | -45.51 | 16    |
| Rotated Joe (180 degrees; "survival Joe")         | -41.38 | 17    |

ที่มา: จากการคำนวณ

เพื่อให้แน่ใจว่าคอปูลาชนิด Gumbel มีความเหมาะสมต่อการใช้อธิบายโครงสร้างความขึ้นต่อกันระหว่างชุดข้อมูล ดังนั้นจึงต้องมีการทดสอบภาวะสารูปสนธิ์ (Goodness of fit test: GoF) ด้วยวิธีทดสอบทางสถิติของ Cramér-von Mises (CvM) และ Kolmogorov-Smirnov (KS) (Brechmann &

Schepsmeier, 2013, pp. 1-27) ซึ่งผลจากการทดสอบพบว่า ค่า p-values ของ CvM และ KS มีค่า 0.55 และ 0.44 ตามลำดับ จากค่า p-values ที่ได้ มีค่ามากกว่า 0.05 ดังนั้นสามารถยอมรับสมมติฐานหลัก (Null hypothesis) ที่ว่าชุดข้อมูลของการศึกษามีภาวะสารูปสนธิ์กับคอปูลาชนิด Gumbel

ตารางที่ 8 ผลการศึกษาจากแบบจำลองคอปูลา

| Copula family       | Parameter       | Std.error | Kendall's tau | Tail dependence |       | BIC    | p-value |      |
|---------------------|-----------------|-----------|---------------|-----------------|-------|--------|---------|------|
|                     |                 |           |               | Lower           | Upper |        | CvM     | KS   |
| Elliptical copulas  |                 |           |               |                 |       |        |         |      |
| Gaussian            | $\rho = 0.67$   | 0.02      | 0.47          | 0               | 0     | -65.79 | 0.88    | 1    |
| Student's t         | $\rho = 0.67$   | 0.05      | 0.46          | 0.20            | 0.20  | -62.63 | -*      | -*   |
|                     | $\nu = 8.46$    | 7.84      |               |                 |       |        |         |      |
| Archimedean copulas |                 |           |               |                 |       |        |         |      |
| Gumbel              | $\theta = 1.82$ | 0.13      | 0.45          | 0               | 0.54  | -66.29 | 0.55    | 0.44 |
| BB1                 | $\theta = 0.27$ | 0.18      | 0.46          | 0.21            | 0.47  | -63.94 | 0.95    | 0.99 |
|                     | $\delta = 1.63$ | 0.17      |               |                 |       |        |         |      |
| BB7                 | $\beta = 1.84$  | 0.21      | 0.44          | 0.37            | 0.54  | -63.78 | 0.8     | 0.86 |
|                     | $\alpha = 0.70$ | 0.21      |               |                 |       |        |         |      |

ที่มา: จากการคำนวณ, \* ไม่สามารถคำนวณได้

## 5. สรุปและข้อเสนอแนะ

การศึกษานี้ใช้แบบจำลอง ARMA(p,q)-GARCH(1,1) และแบบจำลองคอปูลา โดยแบบจำลองต่าง ๆ ถูกนำมาใช้กับข้อมูลด้านการท่องเที่ยวในการวิเคราะห์ความสอดคล้องระหว่างอัตราการเติบโตรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางมายังประเทศไทยและสิงคโปร์ระหว่างปี 2008-2017 ซึ่งวิธีการวิเคราะห์และผลลัพธ์ของการศึกษาสามารถนำมาใช้เป็นเครื่องมือหรือแนวทาง เพื่อการวางแผนบริหารความเสี่ยงของอุตสาหกรรมการท่องเที่ยวของทั้งสองประเทศได้

ข้อมูลอัตราการเติบโตรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางจากประเทศจีนสู่ประเทศไทย ( $r_{ct}$ ) และข้อมูลอัตราการเติบโตรายเดือนของจำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางจากประเทศจีนสู่ประเทศสิงคโปร์ ( $r_{cs}$ ) ระหว่างปี 2008-2017 ถูกนำมาวิเคราะห์ โดยลักษณะทางสถิติพรรณนาของข้อมูลทั้งสองชุดชี้ให้เห็นว่า ค่าความเบ้ของทั้งสองชุดข้อมูลมีค่าติดลบ (การแจกแจงข้อมูลมีลักษณะเบ้ซ้าย) กล่าวคือในภาพรวมนั้น

ข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  จะมีลักษณะเป็นแบบความเสี่ยงทางลงอยู่ ดังนั้นใน

ด้านการบริหารจัดการนักท่องเที่ยวจากประเทศจีนจะต้องเป็นไปด้วยความระมัดระวัง โดยเฉพาะผู้ที่คาดหวังว่านักท่องเที่ยวจากประเทศจีนจะมีอัตราการเติบโตเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง อย่างไรก็ตามข้อมูลจากภาพที่ 3 พบว่าแนวโน้มการเติบโตของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนยังมีทิศทางที่เพิ่มขึ้น เพียงแต่อัตราการเติบโตของนักท่องเที่ยวมีลักษณะค่อนข้างผันผวน โดยพิจารณาจากแบบจำลอง ARMA(p,q) – GARCH(1,1) ที่ถูกนำมาใช้ในการวิเคราะห์ความผันผวนของข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$

จากการศึกษาพบว่าแบบจำลอง ARMA(0,1)-GARCH(1,1) และตัวแปร  $Z_t$  ที่มีการแจกแจงแบบ Skewed

normal เป็นรูปแบบที่มีความเหมาะสมกับข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  และจากค่า  $\alpha$  และ  $\beta$  ของแบบจำลอง ARMA(0,1)-GARCH(1,1) ชี้ให้เห็นว่าผลกระทบที่เกิดจากช็อก (Shock) ที่มีต่อ  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  จะปรากฏอยู่ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ดังนั้นผู้ที่เกี่ยวข้องกับอุตสาหกรรมการท่องเที่ยวจะต้องระมัดระวังในการบริหารจัดการในประเด็นที่เกี่ยวกับนักท่องเที่ยวจีน ต้องลดความเสี่ยงที่จะสร้างผลกระทบด้านลบต่อนักท่องเที่ยวจีนที่วางแผนจะเดินทางมาท่องเที่ยว และรวมถึงนักท่องเที่ยวที่ได้เดินทางเข้ามาท่องเที่ยวแล้ว เนื่องจากผลกระทบที่เกิดขึ้นสามารถคงอยู่ต่อไปทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ซึ่งเป็นปัจจัยหนึ่งที่ทำให้ค่าของ  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  มีอัตราการเติบโตที่ลดลงได้

แบบจำลองคอปูลาถูกนำมาใช้ในการวิเคราะห์โครงสร้างความสัมพันธ์ (Dependence structure) ระหว่างความผันผวนของค่า  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  จากการวิเคราะห์พบว่าคอปูลาชนิด Gumbel มีความเหมาะสมที่สุดต่อการใช้อธิบายความสอดคล้องระหว่างชุดข้อมูล พบว่าค่าเคนดอลล์เทาคือ 0.45 และค่าความสัมพันธ์บริเวณหางส่วนบนคือ 0.54 ดังนั้นจึงกล่าวได้ว่าความผันผวนของ  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  มีความสอดคล้องกันในหลายมิติ ซึ่งเป็นจุดเด่นของคอปูลาชนิด Gumbel ที่สามารถตรวจวัดรูปแบบของความสอดคล้องต่าง ๆ ได้ ผลจากการตรวจวัดความสอดคล้องที่ได้มาบอกให้เราทราบว่าความผันผวนของ  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  มีความสอดคล้องระหว่างกันทั้งในภาวะที่มีการเปลี่ยนแปลงอย่างปกติและไม่ปกติ ซึ่งจากผลการศึกษาแสดงให้เห็นว่าทั้งประเทศไทยและสิงคโปร์มีความเสี่ยงร่วมกันจากอัตราการเปลี่ยนแปลงที่ผันผวนของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนในระดับปานกลาง ซึ่งตามที่ Chiang (2016) กล่าวว่า นักท่องเที่ยวจีนบางกลุ่มมีการเดินทางท่องเที่ยวมายังประเทศไทยและสิงคโปร์แบบ

แพคเกจทัวร์ ดังนั้นอาจเป็นปัจจัยหนึ่งที่ส่งผลให้ การเพิ่มขึ้นหรือลดลงของนักท่องเที่ยวจีนในประเทศไทยและสิงคโปร์มีความสอดคล้องกันในทิศทางเดียวกัน

เมื่อเปรียบเทียบกับการศึกษาของ Liu et al. (2014) ที่ได้ทำการศึกษาระหว่างเดือนมกราคม 1999 ถึงเดือนมิถุนายน 2012 จากการศึกษาพบว่าค่าพลาซนิต Frank มีความเหมาะสมที่สุด ค่าเคนดอลล์เทาจากแบบจำลอง คือ 0.53 ซึ่งค่าพลาซนิต Frank เป็นค่าพลาซนิตแบบสมมาตร ดังนั้นความขึ้นต่อกันบริเวณทางข้อมูลจะไม่มี จากผลการศึกษาของ Liu et al. (2014) และผลลัพธ์ที่ได้จากการศึกษาครั้งนี้ แสดงให้เห็นว่าความผันผวนของชุดข้อมูล  $r_{ct}$  และ  $r_{cs}$  มีความสอดคล้องของการเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกันและมีค่าเคนดอลล์เทาใกล้เคียงกัน ผลการศึกษาในแต่ละช่วงเวลาได้แสดงให้เห็นว่า ช่วงเวลา 2008-2017 ที่ได้ทำการศึกษานั้น สามารถตรวจวัดค่าความขึ้นต่อกันบริเวณทางส่วนบนได้ ซึ่งแสดงว่าช่วงเวลา 2008-2017 ความสอดคล้องด้านความผันผวนของอัตราการเปลี่ยนแปลงของจำนวนนักท่องเที่ยวจีนในทั้งสองประเทศ รูปแบบของความสอดคล้องระหว่างกันมีมากกว่าช่วงเวลาที่ผ่านมาที่ Liu et al. (2014) ใช้ในการศึกษา ทั้งนี้อาจด้วยเหตุผลที่ว่าช่วงเวลา 2008-2017 นักท่องเที่ยวจีนที่เดินทางเข้ามาประเทศไทยและสิงคโปร์มีการขยายตัวและผันผวนอย่างมากดังที่แสดงในภาพที่ 3

ข้อมูลที่ได้จากแบบจำลองค่าพลาซนิตแสดงถึงอัตราการเติบโตของนักท่องเที่ยวจีนในทั้งสองประเทศที่มีความสอดคล้องไปในทิศทางเดียวกัน โดยเฉพาะกรณีที่อัตราการเติบโตของนักท่องเที่ยวจีนมีการเพิ่มขึ้นแบบสุดโต่ง ซึ่งทั้งสองประเทศต่างก็ต้องเผชิญพร้อมกัน ดังนั้นทิศทางการบริหารจัดการนักท่องเที่ยวจีนของทั้งสองประเทศควรดำเนินการในลักษณะที่สอดคล้องกัน ไม่แข่งขันกันเอง เช่น ในช่วงเวลาที่อัตราการเติบโตของนักท่องเที่ยวจีนในแต่ละประเทศลดลงพร้อมกัน ภาครัฐหรือเอกชนของทั้งสองประเทศควรมีมาตรการสนับสนุนให้นักท่องเที่ยวจีนใช้เวลาว่างมากขึ้นในการมาเที่ยว มีการเดินทางระหว่างกันในการเที่ยวทั้งประเทศไทยและสิงคโปร์ เพื่อเป็นการชดเชยจำนวนนักท่องเที่ยวจีนส่วนที่ลดลงไปของแต่ละประเทศ การดำเนินงานเช่น ส่งเสริมให้นักท่องเที่ยวมีความต้องการเดินทางไปเที่ยวทั้งประเทศไทยและสิงคโปร์โดยมีการเที่ยวทั้งสองประเทศในรอบเดินทางเดียวกันที่เดินทางมายังภูมิภาคอาเซียน โดยดูจากลักษณะการท่องเที่ยวที่เป็นจุดเด่นของแต่ละประเทศตามที่ Aung, Nge, & Hichitake (2015) ได้นำเสนอไว้ว่า ภาพลักษณ์การท่องเที่ยวไทยที่โดดเด่นในสายตานักท่องเที่ยวต่างชาติที่สำรวจข้อมูลจากนักท่องเที่ยวกลุ่มเอเชีย (ส่วนใหญ่เป็นนักท่องเที่ยวจากจีนและเกาหลีใต้) และนอกกลุ่มเอเชีย ได้แก่ ค่าใช้จ่ายที่ไม่แพง ความเป็นมิตรของผู้คน การจับจ่ายซื้อของโดยสินค้ามีราคาไม่แพง หาดทรายที่สวยงาม เป็นต้น ส่วนภาพลักษณ์ที่โดดเด่นของสิงคโปร์ ได้แก่ ความรู้สึกลดภัยและความเชื่อถือได้ในการเดินทางมาเที่ยว การจัดประชุมและการ

แสดงสินค้า การคมนาคมและสิ่งอำนวยความสะดวกที่ดี เป็นต้น ซึ่งทั้งสองประเทศต่างมีภาพลักษณ์การท่องเที่ยวที่ต่างกัน

กรณีในช่วงเวลาที่อัตราการเติบโตของนักท่องเที่ยวจีนมีการเพิ่มขึ้นแบบสุดโต่ง หน่วยงานทั้งสองประเทศควรมีมาตรการรับมือ เพื่อให้การมาเที่ยวของนักท่องเที่ยวจีนเป็นไปด้วยความสะดวกและปลอดภัยในการเดินทาง ทั้งนี้เพื่อลดความเสี่ยงที่จะเกิดผลกระทบด้านลบต่ออุตสาหกรรมการท่องเที่ยวของภูมิภาคอาเซียน และควรสนับสนุนให้นักท่องเที่ยวจีนเดินทางไปยังประเทศอื่น ๆ ของภูมิภาคหรือมีการท่องเที่ยวหลายประเทศในช่วงเวลาเดียวกัน เช่น มีการจัดแพคเกจทัวร์ท่องเที่ยวในภูมิภาคอาเซียนตามที่ Ministry of Tourism, Arts and Culture, Malaysia (2019, pp. 3 - 4) ได้นำเสนอไว้ ซึ่งทำให้เกิดประโยชน์ในด้านการกระจายรายได้ สร้างความยั่งยืนของการท่องเที่ยว นอกจากนี้รูปแบบ ASEAN Common Visa (Tangsuphoom, 2017, pp. 117-150) เป็นอีกแนวทางในการสนับสนุนการท่องเที่ยวภายในภูมิภาคได้ โดยเป็นการอำนวยความสะดวกให้นักท่องเที่ยวสามารถดำเนินการขอวีซ่าจากประเทศใดประเทศหนึ่ง และใช้วีซ่าที่ได้มาประกอบการเดินทางไปยังประเทศต่าง ๆ ภายในภูมิภาคอาเซียนได้เลย ซึ่งแนวทางดังกล่าวนี้ยังคงอยู่ระหว่างการศึกษาค้นคว้าที่เหมาะสม

## 6. กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับทุนสนับสนุนจากโครงการพัฒนานักวิจัยใหม่ มหาวิทยาลัยขอนแก่น ประจำปี 2559

## 7. References

- ASEANstats. (2018). *Visitor arrival to ASEAN member states by origin countries (in person)*. Retrieved from <https://data.aseanstats.org/visitors>
- Aung, H.M., Nge, E.T.N., & Hichitake, Y. (2015). Destination image of Thailand and Singapore. *APHEIT Journal*, 4(2), 59-68.
- Brechmann, E.C., & Schepsmeier, U. (2013). Modeling dependence with C- and D-Vine copulas: The R package CDVine. *Journal of Statistical Software*, 52(3), 1-27.
- Chang, C.L., & McAleer, M. (2012). Aggregation, heterogeneous autoregression and volatility of daily international tourist arrivals and exchange rates. *The Japanese Economic Review*, 63(3), 397-419.

- Chiang, M.H. (2016). Tourism Exchange Between Singapore and China: Smooth Expansion and Bright Prospect. In Zheng Y. & Lye F. (Eds.), *Singapore-China Relations 50 Years*. World Scientific Series on Singapore's 50 Years of Nation-Building (pp. 75-104). Singapore: World Scientific Publishing Co.
- Genest, C., Ghoudi, K., & Rivest, L.P. (1995). A semiparametric estimation procedure of dependence parameters in Multivariate families of distributions. *Biometrika*, 82(3), 543–552.
- Hinkle, D.E., William, W., & Stephen, G. J.(1998). *Applied Statistics for the Behavior Sciences* (4<sup>th</sup> ed). New York: Houghton Mifflin.
- Ling, S. (2007). Self-weighted and local quasimaximum likelihood estimators for AR MA-GARCH/IGARCH models. *Journal of Econometrics*, 140(2), 849–873.
- Liu J., Sriboonchitta S., Nguyen H.T., & Kreinovich V. (2014). Studying volatility and dependency of Chinese outbound tourism demand in Singapore, Malaysia, and Thailand: a vine copula approach. In Huynh VN., Kreinovich V., & Sriboonchitta S. (Eds.), *Modeling dependence in econometrics*. Advances in Intelligent Systems and Computing, vol.251 (pp. 259-274). Berlin: Springer.
- Ministry of Tourism, Arts and Culture, Malaysia. (2019). *ASEAN Tourism Package 2019-2020*. Malaysia: Tourism Malaysia, Ministry of Tourism, Arts and Culture, Malaysia.
- Nelsen, R.B. (2006). *An introduction to copulas* (2<sup>nd</sup>ed). New York: Springer.
- Patton, A.J. (2006). Modelling asymmetric exchange rate dependence. *International Economic Review*, 47(2), 527-556.
- Phillips, P.C.B, & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Sklar, A. (1959). Fonctions de repartition a n dimensions et leurs marges. *Publ InstStatist Univ Paris*, 8, 229-231.
- Sriboonchitta, S., Nguyen, H.T., Wboonpongse, A., & Liu, J. (2013). Modeling volatility and dependency of agricultural price and production indices of Thailand: static versus time-varying copulas. *International Journal of Approximate Reasoning*, 54(6), 793–808.
- Tang, J., Sriboonchitta, S., Ramos, V., & Wong, W. K. (2016). Modelling dependence between tourism demand and exchange rate using the copula-based GARCH model. *Current Issues in Tourism*, 19(9), 876–894.
- Tangsuphoom, T. (2017). ASEAN Common Visa: impacts on Thai tourism and related laws. *Ramkhamhaeng Law Journal*, 6(1), 117-150.
- The ASEAN Secretariat. (2015). *ASEAN tourism strategic plan 2016-2025*. Jakarta: The ASEAN Secretariat.
- The ASEAN Secretariat. (2017). *ASEAN statistical yearbook 2016/2017*. Jakarta: The ASEAN Secretariat.
- Trivedi, P.K., & Zimmer, D.M. (2005). Copula modeling: an introduction for practitioners. *Foundations and Trends in Econometrics*, 1(1), 1-111.
- Untong, A. (2012). *Econometrics of Tourism*. Chiang Mai: Public Policy Studies Institute.
- Untong, A. (2015). ASEAN long-run tourism elasticity demand in Thailand. *Applied Economics Journal*, 22(2), 77-101.
- Untong, A., & Kaosa-ard, M. (2015). The competitive advantage in tourism of ASEAN in Chinese tourists' market. *Journal of Economics and Management Strategy*, 2(2), 65-79.

World Travel & Tourism Council (WTTC). (2018). *Travel & tourism economic impact 2018 - March 2018: South East Asia*. London: World Travel & Tourism Council.

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