AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Applied Economics Journal Vol. 24 No. 1 (June 2017): 38-59
Copyright © 2017 Center for Applied Economics Research
ISSN: 2586-9124 (PRINT)
ISSN: 2586-9132 (ONLINE)

Received: 20 March 2017
Received in revised form: 20 June 2017
Accepted: 3 July 2017

Long-Run Relationship Between Personal Housing Loan and Economic Growth*

Komol Mekvatana

Faculty of Economics, Thammasat University, Thailand. Email: applekomol@gmail.com

Poomthan Rangkakulnuwat**

School of Economics, University of the Thai Chamber of Commerce, Thailand. Email: poomthan_ran@utcc.ac.th

Abstract

This research aims to study long-run equilibrium relationship between economic growth and personal housing loans along with macroeconomic variables of Thailand under the concept of Endogenous Growth Theory. The results found long-run equilibrium relationship between real GDP, gross fixed capital formation, internet user, net foreign direct investment, real interest rate, and personal housing loans. The long-run equilibrium relationship is consistent to Endogenous Growth Theory, where gross fixed capital formation, internet user, net foreign direct investment and real estate credits have positive effect to output in the long-run; while real interest rate has negative effect to output in the long-run. That is personal housing loan can be adopted as long-run stimulus policy. Furthermore, the higher in internet access can stimulate economic growth in the long-run.

Keywords: Endogenous Growth, Economic Growth, Real Estate Credits, Long-Run Equilibrium Relationship

* This research was submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Arts Program in Business Economics, Faculty of Economics, Thammasat University.

** Corresponding author: Poomthan Rangkakulnuwat, 126/1 Vibhavadee-Rangsit Rd., DinDaeng, Bangkok, 10400

วารสารเศรษฐศาสตร์ประยุกต์ ปีที่ 24 ฉบับที่ 1 (มิถุนายน 2560): 38-59
สงวนลิขสิทธิ์ ©2560 ศูนย์วิจัยเศรษฐศาสตร์ประยุกต์
ISSN: 2586-9124 (PRINT)
ISSN: 2586-9132 (ONLINE)

ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลและอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ*

โกมล เมฆวัฒนา

คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ อีเมล์: applekomol@gmail.com

ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์**

ศาสตราจารย์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย อีเมล์:poomthan_ran@utcc.ac.th

บทคัดย่อ

บทความนี้ทำการศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและการปล่อยสินเชื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลกับตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคของประเทศไทย ภายใต้แนวคิดทฤษฎี Endogenous Growth ผลการทดสอบพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริง การสะสมทุนถาวร จำนวนผู้ใช้อินเตอร์เน็ต การลงทุนโดยตรงสุทธิระหว่างประเทศ อัตราดอกเบี้ยนโยบายที่แท้จริง และมูลค่าการให้สินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัย โดยความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวเป็นไปตามทฤษฎี Endogenous Growth กล่าวคือ การสะสมทุนถาวร จำนวนผู้ใช้อินเตอร์เน็ต การลงทุนโดยตรงสุทธิระหว่างประเทศ และสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่งผลกระทบทางบวกต่อ ผลผลิตในระยะยาว ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยนโยบายที่แท้จริงส่งผลกระทบทางลบต่อผลผลิตในระยะยาว นั่นคือ สินเชื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลสามารถนำมาใช้เป็นนโยบายกระตุ้นเศรษฐกิจในระยะยาวได้ นอกจากนี้ผลการวิจัยแสดงให้เห็นว่า การเข้าถึงอินเตอร์เนทมากขึ้นสามารถช่วยกระตุ้นอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจได้ในระยะยาว

คำสำคัญ: Endogenous Growth อัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ สินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัย ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

---

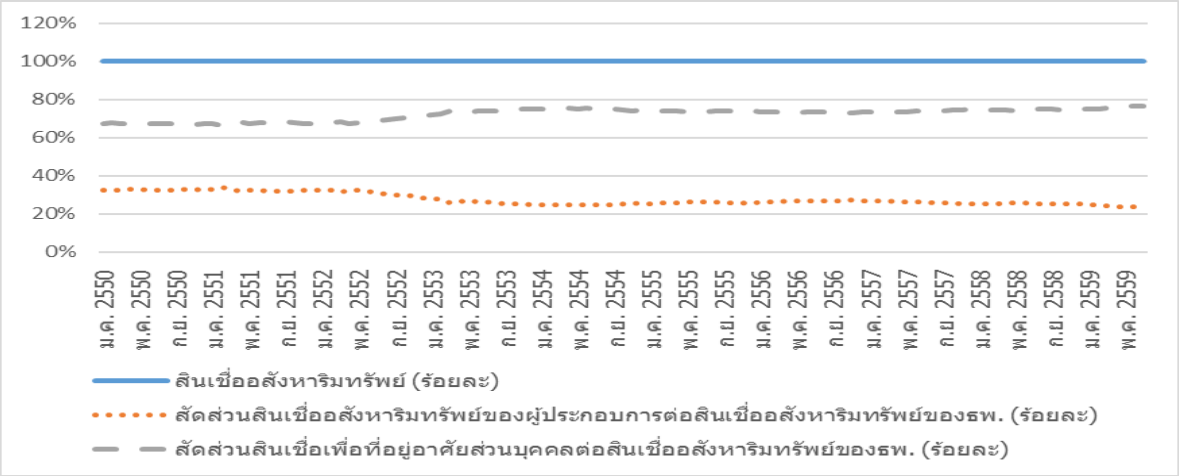
* บทความส่วนหนึ่งของการค้นคว้าอิสระในหลักสูตรเศรษฐศาสตร์มหาบัณฑิต สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ธุรกิจ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์

** ติดต่อผู้เขียน: ภูมิฐาน รังคกูลนุวัฒน์ 126/1 ถนนวิภาวดีรังสิต ดินแดง กรุงเทพฯ 10400

บทนำ

จากการที่ประเทศไทยประสบกับภาวะเศรษฐกิจชะลอตัวลงเรื่อย ๆ ดังจะเห็นได้จากอัตราขยายตัวของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริง (Real GDP) ในปี พ.ศ. 2551 มีเพียงร้อยละ 1.73 และในปี พ.ศ. 2552 อัตราการขยายตัวติดลบร้อยละ 0.74 แม้ว่าในปี 2553 อัตราการขยายตัวดังกล่าวจะมีค่าเพิ่มสูงขึ้นเป็นร้อยละ 7.51 ก็ตาม แต่ในปีถัด ๆ ไป อัตราการขยายตัวทางเศรษฐกิจก็ยังแสดงถึงภาวะชะลอตัวลง กล่าวคือ พ.ศ. 2554 อัตราการขยายตัวของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงคือร้อยละ 0.83 และในปี 2557 มีอัตราการขยายตัวเพียงร้อยละ 0.82 เท่านั้น ทำให้หน่วยงานเศรษฐกิจของภาครัฐบาลต้องออกมาตรการต่าง ๆ เพื่อช่วยกระตุ้นเศรษฐกิจของประเทศ โดยหนึ่งในมาตรการนั้นก็คือมาตรการกระตุ้นภาคอสังหาริมทรัพย์ผ่านการให้สินเชื่อของธนาคารพาณิชย์

เมื่อพิจารณามูลค่าสินเชื่ออสังหาริมทรัพย์ของธนาคารพาณิชย์ในเดือน มกราคม 2550 และมกราคม 2555 มีมูลค่าเป็น 1,019,703 และ 1,611,474 ล้านบาท ตามลำดับ ซึ่งเพิ่มขึ้นร้อยละ 58.03 และในเดือนมกราคม 2559 มีมูลค่าเป็น 2,460,683 ล้านบาท เพิ่มขึ้นร้อยละ 59.26 เมื่อเทียบกับเดือนมกราคม 2555 สินเชื่ออสังหาริมทรัพย์โดยรวมเมื่อเทียบกับสินเชื่อรวมของธนาคารพาณิชย์จะอยู่ที่ประมาณร้อยละ 19 ถึงร้อยละ 20 ในช่วงเดือน มกราคม 2550 ถึง กรกฎาคม 2559 สินเชื่ออสังหาริมทรัพย์ของธนาคารพาณิชย์นั้นจะประกอบด้วย สินเชื่ออสังหาริมทรัพย์ของผู้ประกอบการและสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคล โดยสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลมีสัดส่วนเทียบกับสินเชื่ออสังหาริมทรัพย์อยู่ที่ประมาณร้อยละ 70 ตั้งแต่เดือนมกราคม 2550 ถึง เดือนมกราคม 2559 ดังแสดงในภาพที่ 1



ภาพที่ 1: สัดส่วนสินเชื่ออสังหาริมทรัพย์ของผู้ประกอบการและสินเชื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลต่อสินเชื่ออสังหาริมทรัพย์ทั้งหมดในช่วงปี 2550 -2559

ที่มา: คำนวณจากข้อมูลของธนาคารแห่งประเทศไทย

จากการที่ภาครัฐบาลได้มีการออกมาตรการต่าง ๆ เพื่อกระตุ้นภาคอสังหาริมทรัพย์มาตั้งแต่ปี พ.ศ. 2551 เช่น มาตรการด้านภาษีธุรกิจเฉพาะ มาตรการเกี่ยวค่าธรรมเนียมการจดจำนอง และยังได้ออกมาตรการอื่น ๆ ตามมาในปี พ.ศ. 2554 และ พ.ศ. 2558 (ตารางที่ 1) พบว่า มาตรการที่กระตุ้นภาคอสังหาริมทรัพย์ได้เริ่มส่งผลให้มูลค่าสินเชื่อที่อยู่อาศัยบุคคลทั่วไปปล่อยใหม่ในปี พ.ศ. 2552 เพิ่มสูงขึ้นร้อยละ 11 เมื่อเทียบกับปี 2551 ส่วนในปี พ.ศ. 2554 มูลค่าสินเชื่อที่อยู่อาศัยบุคคลทั่วไปปล่อยใหม่เพิ่มขึ้นร้อยละ 62 เมื่อเทียบกับปี 2551 และในปี พ.ศ. 2558 มูลค่าสินเชื่อที่อยู่อาศัยบุคคลทั่วไปปล่อยใหม่เพิ่มขึ้นร้อยละ 101 เมื่อเทียบกับปี 2551 (ตารางที่ 2)

บทความนี้ ต้องการทดสอบว่าปริมาณการปล่อยสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลส่งผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในระยะยาวหรือไม่ โดยจะสร้างแบบจำลองที่ใช้ศึกษาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว ระหว่างอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคล ซึ่งจะมีตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคอื่น ๆ ภายใต้แนวคิดทฤษฎี Endogenous Growth รวมอยู่ด้วย ซึ่งจะช่วยประเมินความสัมฤทธิ์ผลของมาตรการกระตุ้นเศรษฐกิจด้านอสังหาริมทรัพย์ของรัฐบาลได้ นอกจากนี้จะช่วยสามารถใช้เป็นแนวทางในการออกมาตรการต่าง ๆ เพื่อกระตุ้นการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจผ่านตัวแปรในแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

บทความวิจัยชิ้นนี้ จะแบ่งออกเป็นหกส่วน ส่วนแรกจะเป็นบทนำ ส่วนที่สองจะเป็นการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง ส่วนที่สามคือกรอบแนวคิดทางทฤษฎี แบบจำลองและข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา ส่วนที่สี่จะกล่าวถึงวิธีการศึกษา ส่วนที่ห้าและหกคือผลการศึกษาและสรุปผลการศึกษาตามลำดับ

ตารางที่ 1 สรุปมาตรการการกระตุ้นอสังหาริมทรัพย์ของภาครัฐในปี พ.ศ. 2551 2554 และ2558

	พ.ศ. 2551	**พ.ศ. 2554**	**พ.ศ. 2558**
ภาษีธุรกิจเฉพาะ	ลดภาษีธุรกิจเฉพาะจากร้อยละ 3.3 เหลือร้อยละ 0.11 สำหรับผู้ขายที่อยู่อาศัย ตั้งแต่ 29 มี.ค. 2551 ถึง 28 มี.ค. 2553		
ค่าธรรมเนียมการโอน	ลดค่าธรรมเนียมการโอนจากร้อยละ 2 เหลือร้อยละ 0.01 ทั้งผู้ซื้อและผู้ขายที่อยู่อาศัย ตั้งแต่ 29 มี.ค. 2551 ถึง 28 มี.ค. 2553		ลดค่าธรรมเนียมการโอนจากร้อยละ 2 เหลือร้อยละ 0.01 ทั้งผู้ซื้อและผู้ขาย ตั้งแต่ 19 ต.ค. 2558 ถึง 19 เม.ย. 2559
ค่าธรรมเนียมการจดจำนอง	ลดค่าธรรมเนียมการจดจำนองจากร้อยละ 1 เหลือร้อยละ 0.01 สำหรับผู้ซื้อที่อยู่อาศัย ตั้งแต่ 29 มี.ค. 2551 ถึง 28 มี.ค. 2553		ลดค่าธรรมเนียมการจดจำนองจากร้อยละ 1 เหลือร้อยละ 0.01 สำหรับผู้ซื้อที่อยู่อาศัย ตั้งแต่ 19 ต.ค. 2558 ถึง 19 เม.ย. 2559
ภาษีเงินได้บุคคลธรรมดา	- ขยายวงเงินการลดหย่อนภาษีเงินได้บุคคลธรรมดา สำหรับค่าใช้จ่ายดอกเบี้ยเพื่อซื้อที่อยู่อาศัย จากเดิม 50,000 บาท เพิ่มเป็น 100,000 บาท - นำค่าใช้จ่ายเพื่อการซื้อที่อยู่อาศัยที่มีการโอนภายในปี พ.ศ. 2552 มาหักลดหย่อน ออกจากภาษีเงินได้บุคคลธรรมดาได้ไม่เกิน 3 แสนบาท ต่อคน	หักลดหย่อนจากภาษีเงินได้บุคคลธรรมดา สำหรับค่าใช้จ่ายเพื่อซื้อที่อยู่อาศัยที่เป็นกรรมสิทธิ์หลังแรกที่มีราคาไม่เกิน 5 ล้านบาท โดยให้ลดหย่อนได้ร้อยละ 10 ของมูลค่าอสังหาริมทรัพย์ เป็นระยะเวลา 5 ปีภาษี โดยให้แบ่งใช้สิทธิเป็นจานวนเท่าๆ กัน ซึ่งจะต้องเป็นการซื้ออสังหาฯ และจดทะเบียนโอนกรรมสิทธิ์ระหว่างวันที่ 21 ก.ย. 2554 - 31 ธ.ค. 2555	หักลดหย่อนจากภาษีเงินได้บุคคลธรรมดา สำหรับค่าใช้จ่ายเพื่อซื้อที่อยู่อาศัยที่เป็นกรรมสิทธิ์หลังแรกโดยมีมูลค่าไม่เกิน 3 ล้านบาท โดยให้ลดหย่อนได้ร้อยละ 20 ของมูลค่าอสังหาริมทรัพย์ เป็นระยะเวลา 5 ปีภาษี โดยให้แบ่งใช้สิทธิ์เป็นจำนวนเท่าๆ กัน ซึ่งจะต้องเป็นการซื้ออสังหาฯและจดทะเบียนโอนกรรมสิทธิ์ระหว่างวันที่ 19 ต.ค. 2558 - 31 ธ.ค. 2559

ที่มา: ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์

ตารางที่ 2: มูลค่าสินเชื่อที่อยู่อาศัยบุคคลทั่วไปปล่อยใหม่ ทั่วประเทศ

ปี พ.ศ.	มูลค่า (ล้านบาท)	การเปลี่ยนแปลง (ร้อยละ)
2547	294,403.32	-0.76
2548	279,391.90	-5.10
2549	262,992.54	-5.87
2550	270,465.94	2.84
2551	286,959.60	6.10
2552	318,866.00	11.12
2553	377,224.00	18.30
2554	375,536.00	-0.45
2555	464,847.97	23.78
2556	534,844.00	15.06
2557	575,637.00	7.63
2558	577,846.00	0.38

ที่มา: ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์

ทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง

ในหัวข้อนี้จะทำการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับความสัมพันธ์ระหว่างการให้สินเชื่อที่อยู่อาศัยและอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ จากการศึกษาพบว่า งานวิจัยที่ทำการศึกษาเรื่องดังกล่าว ส่วนใหญ่จะเป็นงานศึกษาของต่างประเทศ ส่วนงานวิจัยในประเทศพบเพียงสองชิ้นเท่านั้น รายละเอียดสรุปได้ดังนี้

Rangkakulnuwat and Simachart (2007) ทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างสินเชื่อธนาคารพาณิชย์และอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยสินเชื่อที่พิจารณาได้แก่ สินเชื่อสาขาเกษตร สาขาอุตสาหกรรม สาขาธุรกิจด้านอสังหาริมทรัพย์ สาขาการบริการ และสาขาการอุปโภคบริโภคส่วนบุคคล วิธีการศึกษาใช้วิธีการหาความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลของ Granger (Granger Causality) โดยตัวแปรที่จะนำมาทดสอบจะต้องมีความนิ่งใช้วิธีการทดสอบของ Augmented Dickey Fuller (ADF) ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2523 ถึง 2547 ผลการศึกษาพบว่า สินเชื่อเพื่อการเกษตร สินเชื่อเพื่อการอุตสาหกรรม และสินเชื่อเพื่อการบริการ มีผลต่อการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ส่วนอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจส่งผลต่อสินเชื่อเพื่อการอุตสาหกรรม สินเชื่อเพื่อธุรกิจอสังหาริมทรัพย์ สินเชื่อเพื่อการบริการ และสินเชื่อเพื่อการอุปโภคบริโภคส่วนบุคคล

Wachaiyung and Sirisrisakulchai (2016) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณการให้สินเชื่อของธนาคารพาณิชย์กับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยโดยใช้กรอบแนวคิดทางทฤษฎีอุปสงค์มวลรวม ตัวแปรตามของงานศึกษานี้คือ อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจที่คำนวณจากผลิตภัณฑ์มวลรวมรายจังหวัด (Gross Provincial Product : GPP) ตัวแปรอิสระคือ ปริมาณการให้สินเชื่อของธนาคารพาณิชย์ ปริมาณเงินรับฝากของธนาคารพาณิชย์ งบประมาณรัฐบาลของแต่ละจังหวัด จำนวนผู้ประกอบการจดทะเบียนกับกรมพัฒนาธุรกิจการค้า จำนวนประชากรราย

จังหวัด อัตราการว่างงานรายจังหวัด และอัตราเงินเฟ้อรายจังหวัด โดยงานศึกษานี้ จะใช้ข้อมูล Panel จำนวณ 76 จังหวัด เริ่มตั้ง พ.ศ. 2547-2556 วิธีการศึกษาจะสร้างแบบจำลอง Dynamic Panel Data Model แล้วประมาณค่าด้วยวิธี Generalize Method of Moment (GMM) บทความนี้ได้แยกแบบจำลองออกเป็นสองรูปแบบ ได้แก่ กรณีมีอัตราเงินเฟ้อ และไม่มีอัตราเงินเฟ้อ ผลการศึกษาในกรณีมีอัตราเงินเฟ้อในแบบจำลองพบว่า ปริมาณการให้สินเชื่อธนาคารพาณิชย์รายจังหวัด จำนวนผู้ประกอบการที่จดทะเบียนพาณิชย์และอัตราเงินเฟ้อรายจังหวัด มีผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ สำหรับผลการศึกษาแบบกรณีไม่มีอัตราเงินเฟ้อในแบบจำลองพบว่า ตัวแปรปริมาณการให้สินเชื่อของธนาคารพาณิชย์รายจังหวัด งบประมาณรัฐบาลรายจังหวัด จำนวนผู้ประกอบการที่จดทะเบียนพาณิชย์ และอัตราการว่างงานรายจังหวัด มีผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

Gholipour et al. (2014) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ของการลงทุนอสังหาริมทรัพย์โดยตรงจากต่างประเทศ อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และราคาสินทรัพย์ ในกลุ่มประเทศ OECD โดยจะมีตัวแปรอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อเพิ่มเข้ามาในการวิเคราะห์ด้วย ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี 1995 ถึง 2008 โดยใช้วิธี Panel Cointegration เพื่อศึกษาความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลแบบพลวัตร (dynamic causal relationship) ซึ่งมีสามขั้นตอน ได้แก่ ขึ้นที่หนึ่ง ต้องทดสอบว่าตัวแปรทุกตัวในแบบจำลอง (ซึ่งก็คือ ราคาสินทรัพย์ อัตราการเติบโตของ GDP การลงทุนในภาคอสังหาริมทรัพย์จากต่างประเทศ อัตราดอกเบี้ย และอัตราเงินเฟ้อ) มีความนิ่ง (Stationary) หรือไม่ หากพบว่าไม่มีความนิ่ง (Nonstationary) จะทำการทดสอบต่อว่าผลต่างลำดับที่หนึ่งมีความนิ่งหรือไม่ ในขั้นนี้จะใช้วิธีการทดสอบของ Fisher-type test, Phillips-Perron (PP) และวิธีของ Im, Pesaran และ Shin (IPS) ขั้นที่สอง หากพบว่า ตัวแปรทุกตัวมีความนิ่งเมื่อทำผลต่างลำดับที่หนึ่ง จะทำการทดสอบว่าตัวแปรเหล่านี้มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวหรือไม่ (Cointegration Test) ซึ่งจะใช้วิธีการทดสอบทั้งหมดสามวิธี ได้แก่ วิธีของ Pedroni วิธีของ Kao และวิธีของ Johansen หากพบว่าตัวแปรทั้งหมดมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว จะใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) ในการประมาณความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรเหล่านี้ ขั้นสุดท้ายจะประมาณ Panel Vector Error Correction Model และทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล (Granger Causality) ของตัวแปรดังกล่าวทั้งหมด ผลการศึกษาพบว่าตัวแปรทุกตัวมีความนิ่งเมื่อทำผลต่างลำดับที่หนึ่ง และพบว่าตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกัน ส่วนการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล (Granger Causality) พบว่า เงินลงทุนด้านอสังหาริมทรัพย์จากต่างประเทศไม่ได้ทำให้อัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ และราคาสินทรัพย์ ในกลุ่มประเทศ OECD เพิ่มขึ้นทั้งในระยะสั้นและระยะยาว

Kong et al. (2016) ได้ใช้วิธี dynamic panel data ในการวิเคราะห์ข้อมูลระดับประเทศและระดับจังหวัดของประเทศจีนจากปี ค.ศ. 2000 – 2012 เพื่อศึกษาว่า การลงทุนในภาคอสังหาริมทรัพย์จะกระทบกับอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจของจีนหรือไม่ โดยมีตัวแปรตามคืออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ ส่วนตัวแปรอิสระคือการลงทุนในภาคอสังหาริมทรัพย์ โดยจะมีตัวแปรล่าช้าของสองตัวนี้เข้ามาเป็นตัวแปรอิสระเพิ่มเติม และยังมีตัวแปรอิสระอื่น ๆ ที่ต้องการควบคุมได้แก่ สินค้าทุน จำนวนแรงงาน ระดับการเปิดประเทศ การใช้จ่ายรัฐบาล ระยะทางรถไฟ ระยะทางถนนหลวง จำนวนประชากรที่อยู่นอกภาคเกษตร และเงินกู้ของภาคการเงิน วิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองจะใช้วิธี dynamic panel GMM ผลการศึกษาพบว่า การลงทุนในภาคอสังหาริมทรัพย์มีผลกระทบในทางลบต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ ซึ่งตรงข้ามกับสิ่งที่คาดไว้ โดยผลกระทบทางลบที่เกิดขึ้นนี้ไม่เท่ากันในแต่ละภูมิภาค กล่าวคือภาคตะวันออกพบว่าการลงทุนในภาคอสังหาริมทรัพย์มีผลกระทบทางลบต่ออัตราการเติบโตของ GDP มากที่สุด นอกจากนี้เมื่อพิจารณาการลงทุนในภาคอสังหาริมทรัพย์ทั้งสี่ประเภท (ได้แก่ การลงทุนในที่อยู่อาศัย การลงทุนในอาคาร

สำนักงาน การลงทุนในอสังหาริมทรัพย์สำหรับการค้าและธุรกิจ และการลงทุนอสังหาริมทรัพย์อื่น ๆ) พบว่า การลงทุนในที่อยู่อาศัยส่งผลกระทบต่ออัตราการเติบโตทางลบต่อเศรษฐกิจของจีนมากที่สุด

Klobodu and Adams (2016) ต้องการศึกษาผลกระทบของการไหลเข้าออกของเงินทุนที่มีต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศกาน่าระหว่างปี ค.ศ. 1970 – 2014 โดยใช้แนวคิดทางทฤษฎี Neoclassical และ Structuralists ตัวแปรตามในแบบจำลองคือผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อหัว ตัวแปรอิสระคือสัดส่วนการสะสมทุนขั้นต้นต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (Gross Capital Formation per Capita) อัตราเงินเฟ้อ อัตราการเปิดประเทศ (ผลรวมการส่งออกและการนำเข้าต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ) อัตราการการเติบโตของประชากร เงินทุนไหลเข้า และตัวแปรหุ่นที่สะท้อนถึงการเปลี่ยนโครงสร้าง (Structural Break) โดยงานศึกษานี้จะแบ่งเงินทุนไหลเข้า-ออก เป็นสี่ประเภท ได้แก่ เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ เงินช่วยเหลือจากต่างประเทศ (Net Official Development Assistance) หนี้ต่างประเทศ และเงินโอนจากต่างประเทศ ส่วนการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างจะถูกระบุจากการใช้วิธี Break Point Unit Root Test โดยตัวแปรทุกตัวอยู่ในรูป Logarithm ยกเว้นตัวแปรหุ่น สำหรับวิธีการศึกษาคือจะใช้ ARDL/Bounds Testing ผลการศึกษาพบว่า เงินทุนไหลเข้าสามประเภทได้แก่ เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ เงินช่วยเหลือจากต่างประเทศ (Net Official Development Assistance) และหนี้ต่างประเทศ มีผลกระทบด้านลบต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในระยะยาว การวิเคราะห์การปรับตัวในระยะสั้นก็พบว่า การไหลเข้าของเงินทุนส่งผลกระทบด้านลบเช่นกัน นอกจากนี้ การทดสอบด้วยวิธี ARDL (Autoregressive Distributed Lag) ยังบ่งบอกว่าเงินช่วยเหลือจากต่างประเทศส่งผลกระทบทางลบต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจมากที่สุดในระยะยาว หนี้ต่างประเทศส่งผลด้านลบเป็นลำดับที่สอง เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศส่งผลด้านลบน้อยที่สุด ส่วนเงินโอนจากต่างประเทศไม่ส่งผลกระทบต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

Asheghian (2016) มีวัตถุประสงค์ในการศึกษาคือ เพื่อศึกษาถึงปัจจัยทางเศรษฐกิจต่าง ๆ ที่จะส่งผลกระทบต่ออัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศอิหร่านต่อหัว และศึกษาถึงผลกระทบเชิงเหตุและผล (Causality) ระหว่างเงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศและตัวแปรอื่น ๆ ในแบบจำลอง โดยงานศึกษานี้ใช้แบบจำลองของ de Mello (1996,1997,1999) ซึ่งพัฒนามาจากทฤษฎี Endogenous Growth Models ตัวแปรตามในแบบจำลองคืออัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อหัว ตัวแปรอิสระคืออัตราการเติบโตของมูลค่าเพิ่ม (ตัวแปรนี้ใช้เป็นตัวแทนของผลิตภาพการผลิตในระบบเศรษฐกิจ) อัตราการเติบโตของการลงทุนในประเทศ และอัตราการเติบโตของการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี ค.ศ.1971-2007 งานศึกษานี้จะทดสอบความนิ่งของทุกตัวแปร (Unit Root) ส่วนค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองจะประมาณด้วยวิธี Beach–Mackinnon Technique และจะมีการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลด้วยวิธีของ Granger ผลการศึกษาพบว่า ข้อมูลทุกตัวมีความนิ่ง (Stationarity) ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ในแบบจำลองพบว่า อัตราการเติบโตของมูลค่าเพิ่มและอัตราการเติบโตของการลงทุนในประเทศส่งผลกระทบต่ออัตราการเติบโตของเศรษฐกิจ ส่วนอัตราการเติบโตของการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศไม่มีผลกระทบต่ออัตราการเติบโตของเศรษฐกิจ งานศึกษานี้ ไม่พบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลระหว่างอัตราการเติบโตของการลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศและอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อหัว

Yu et al. (2012) มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการพัฒนาการด้านการเงิน การพัฒนาการตลาดหลักทรัพย์และอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ โดยใช้ตัวแปรตามคือ อัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPG) ตัวแปรอิสระคือ ร้อยละของสินเชื่อที่ปล่อยกู้โดยธนาคารต่อผลิตภัณฑ์มวลรวม

ภายในประเทศ (DCBS) ร้อยละของสินเชื่อที่ปล่อยกู้ให้ภาคเอกชนในประเทศ (DCPS) สัดส่วนของปริมาณเงิน M3 ต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (M3) การออมภายในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDS) ร้อยละของโครงสร้างเงินทุนของการลงทุนในตลาดหุ้น (Stock Market Capitalization หรือ SMC) ร้อยละของมูลค่าของการซื้อขายหลักทรัพย์ต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (SMT) ร้อยละของการค้าต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (TRADE) และร้อยละของรายจ่ายเพื่อการบริโภคขั้นสุดท้ายของภาครัฐบาลต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GCE) ตัวแปรพัฒนาทางการเงินจะวัดจากสินเชื่อที่ปล่อยกู้โดยธนาคาร สินเชื่อที่ปล่อยกู้ให้ภาคเอกชนในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ปริมาณเงิน M3 และ GDS สำหรับตัวแปรการพัฒนาของตลาดหุ้นจะถูกวัดจาก SMC และ SMT ส่วนตัวแปรทางภาคเศรษฐกิจที่แท้จริงจะวัดด้วย TRADE และ GCE ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาจะเป็นข้อมูลผสม(Panel Data) จำนวน 172 ประเทศ เริ่มตั้งแต่ปี ค.ศ.1980-2009 งานศึกษานี้จะใช้ Fixed Effect ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ จากนั้นจะใช้เทคนิคทางด้านอนุกรมเวลาแบบหลายตัวแปร (Multivariate Time-Series Model) ในการหาความสัมพันธ์ของตัวแปรตามและตัวแปรอิสระข้างต้น ได้แก่ ฟังก์ชันแรงกระตุ้นและการตอบสนอง (Impulse Response Function) การแยกความแปรปรวนของค่าความผิดพลาดในการพยากรณ์ (Forecast Error Variance Decomposition) และในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลของ Granger (Granger Causality) ที่มีต่อตัวแปรอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ งานศึกษานี้จัดกลุ่มประเทศเป็น 7 กลุ่มดังนี้ (1) เอเชียตะวันออกและแปซิฟิก (2) ยุโรปตะวันออกและเอเชียกลาง (3) กลุ่มประเทศ OECD (4) กลุ่มประเทศลาตินอเมริกาและคาริปเบียน (5) ตะวันออกกลางและแอฟริกาเหนือ (6) เอเชียใต้ (7) ซับซาฮาร่าแอฟริกา ผลการศึกษาพบว่า การพัฒนาทางการเงิน (ยกเว้นปริมาณเงิน M3) มีผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ในขณะที่การพัฒนาของตลาดหุ้นและตัวแปรภาคเศรษฐกิจที่แท้จริงไม่มีผลต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ สำหรับผลการวิเคราะห์ฟังก์ชันแรงกระตุ้นและการตอบสนอง พบว่า หากมีเหตุการณ์ไม่คาดฝันเกิดขึ้นในตัวแปร GDS SMC TRADE เพิ่มขึ้น จะส่งผลกระทบทางบวกต่อ GDPG ในขณะที่ GDPG จะตอบสนองในทิศทางตรงกันข้ามเมื่อ ปริมาณเงิน M3 สูงขึ้น สำหรับผลการวิเคราะห์การแยกความแปรปรวนของค่าความผิดพลาดในการพยากรณ์ GDPG พบว่า GDS เป็นตัวแปรที่มีผลมากที่สุด ส่วนผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลของ Granger พบว่า SMT ส่งผลต่อ GDPG ตามแนวคิดของ Granger ในกลุ่มประเทศที่หนึ่ง และไม่มีตัวแปรใดส่งผลกระทบต่อ GDPG ตามแนวคิดของ Granger กลุ่มประเทศที่สองและสี่ ส่วนกลุ่มประเทศที่สามพบว่า ปริมาณเงิน M3 และ SMC ส่งผลต่อ GDPG ตามแนวคิดของ Granger และกลุ่มประเทศที่ห้าพบว่า DCBS GDS SMC TRADE และ GCE ส่งผลต่อ GDPG ตามแนวคิดของ Granger ส่วนกลุ่มประเทศที่หกพบว่า ปริมาณเงิน M3 และ TRADE ส่งผลต่อ GDPG ตามแนวคิดของ Granger ส่วนกลุ่มประเทศที่เจ็ดพบว่า DCBS ปริมาณเงิน M3 และ GCE ส่งผลต่อ GDPG ตามแนวคิดของ Granger

Vu (2008) ต้องการการศึกษาผลกระทบการลงทุนโดยตรงระหว่างประเทศต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ จากการประยุกต์ใช้ทฤษฎี Endogenous Growth งานศึกษานี้ใช้ตัวแปรตามเป็นค่า Logarithm ผลผลิต (GDP) ตัวแปรอิสระ ได้แก่ ค่า Logarithm ของแรงงาน (LAB) ผลคูณของเงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศกับ LAB (FDILAB) ค่า Logarithm ของทุน (CAP) อัตราดอกเบี้ย (INT) ผลคูณระหว่างอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงกับ CAP (INTCAP) ค่า Logarithm ของทุนมนุษย์ (HUM) งานศึกษานี้ได้ใช้วิธี Fixed Effect ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ ข้อมูลที่ใช้คือเป็นข้อมูลผสมจาก 11 ภาคเศรษฐกิจ ตั้งแต่ ปี ค.ศ. 1988 – 2002 ผลการศึกษาพบว่า ตัวแปรที่มีผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ได้แก่ FDILAB LAB CAP INT และ HUM

จากการทบทวนวรรณกรรมทั้งงานศึกษาภายในประเทศและต่างประเทศ จะเห็นว่างานศึกษาของ Rangkakulnuwat and Simachart (2007) งานศึกษาของ Gholipour et al. (2014) Kong et al. (2016) และ Yu et al. (2012) ไม่ได้ใช้ทฤษฎีใดในการสร้างแบบจำลองเพื่ออธิบายว่าอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจถูกกำหนดจากปัจจัยใดบ้าง ในขณะที่งานศึกษาของ Wachaiyung and Sirisrisakulchai (2016) ใช้ทฤษฎีอุปสงค์มวลรวมเพื่ออธิบายถึงปัจจัยที่จะส่งผลกระทบต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ และงานศึกษาของ Asheghian (2016) และ Vu (2008) ใช้ทฤษฎี Endogenous Growth ในการสร้างแบบจำลองที่จะส่งผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ

สำหรับงานชิ้นนี้จะใช้ทฤษฎี Endogenous Growth ในการสร้างแบบจำลอง โดยจะเพิ่มตัวแปรสินเชื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลของธนาคารพาณิชย์ เข้าไปในแบบจำลอง ซึ่งจะช่วยทดสอบว่านโยบายการส่งเสริมภาคอสังหาริมทรัพย์ของภาครัฐบาลช่วยกระตุ้นเศรษฐกิจหรือไม่

กรอบแนวคิดทางทฤษฎี แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา และข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

กรอบแนวคิดทางทฤษฎี (Theoretical Framework): Endogenous Growth Theory

ในช่วงก่อน ค.ศ. 1980 แบบจำลองที่อธิบายการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจจะใช้แนวคิดของ Robert Solow และ Trevor Swan หรือเรียกกันว่า Solo-Swan Model แบบจำลองดังกล่าวอาจถูกเรียกว่า Exogenous Growth Model ซึ่งเป็นแบบจำลองที่ใช้อธิบายการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในระยะยาว โดยเชื่อว่าตัวแปรสำคัญที่ส่งผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในระยะยาวได้แก่ การสะสมทุน (Capital Accumulation) แรงงาน (หรืออัตราการเพิ่มของประชากร) และการเพิ่มขึ้นในผลิตภาพการผลิต(Productivity) ซึ่งตัวแปรนี้สะท้อนได้จากความก้าวหน้าทางเทคโนโลยี (Technological Progress) จากแนวดังกล่าว เขียนเป็นสมการได้ว่า

$$Y = A.F(L, K) \quad (1)$$

โดยที่ Y คือ ผลผลิต L คือ ปัจจัยแรงงาน K คือ ปัจจัยทุน และ A คือ ระดับเทคโนโลยี โดยระดับเทคโนโลยีคือปัจจัยภายนอก (Exogenous) ที่จะสามารถทำให้ผลผลิตเพิ่มสูงขึ้น ด้วยการใช้จำนวนปัจจัยการผลิตเท่าเดิม ซึ่งเทคโนโลยีถือว่าเป็นทักษะเฉพาะของแต่ละหน่วยผลิต ในขณะที่ปัจจัยการผลิต K และ L หน่วยผลิตทุกรายสามารถหาซื้อได้

แบบจำลอง Solow Growth เน้นบทบาทของการสะสมทุนกายภาพ (the accumulation of physical capital) และเน้นความสำคัญของความก้าวหน้าทางเทคโนโลยี (technological progress) เป็นตัวผลักดันที่ทำให้เกิดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างต่อเนื่อง อย่างไรก็ดีแบบจำลอง Solow model มีข้อจำกัดในเรื่องเทคโนโลยีที่สมมติไว้ว่าความก้าวหน้าของเทคโนโลยีถูกกำหนดจากปัจจัยภายนอกระบบเศรษฐกิจ และแบบจำลอง Solow model ได้สรุปไว้ว่าในสภาวะเสถียร (Steady State) ระบบเศรษฐกิจของทุกประเทศจะมีอัตราการเจริญเติบโตของผลผลิตต่อแรงงานเท่ากันและเท่ากับอัตราการเจริญเติบโตของเทคโนโลยี[1]

ตั้งแต่กลางทศวรรษ 1980 นักเศรษฐศาสตร์ที่ศึกษาทฤษฎีการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจเริ่มไม่เห็นด้วยกับการที่เทคโนโลยีถือเป็นปัจจัยภายนอก ดังนั้นจึงได้มีการสร้างแบบจำลองที่อธิบายอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ที่เรียกว่าทฤษฎี Endogenous Growth ซึ่งมีลักษณะดังนี้

$$Y = F(L, K, R) \quad (2)$$

---

[1] การวิเคราะห์ดังกล่าว อยู่ภายใต้ข้อสมมุติว่า สินค้าชนิดหนึ่งจะถูกผลิตจากเทคโนโลยีการผลิตแบบหนึ่ง ไม่มีภาครัฐบาล ไม่มีการค้าขายระหว่างประเทศ ปัจจัยการผลิตถูกใช้อย่างเต็มที่ และแรงงานมีอัตราการเติบโตคงที่

โดยที่ R คือ การวิจัยและการพัฒนา (Research and Development: R&D) โดยแบบจำลอง Endogenous Growth เชื่อว่าเทคโนโลยี (A) สามารถถูกแทนที่ด้วยการวิจัยและพัฒนา เนื่องจากความก้าวหน้าของเทคโนโลยีขึ้นอยู่กับการวิจัยและพัฒนา ซึ่งหน่วยผลิตทุกหน่วยสามารถมีการวิจัยและพัฒนาเองได้ ดังนั้น สมการที่ (2) แสดงถึงการวิจัยและพัฒนาถือเป็นปัจจัยการผลิตหนึ่ง ภายใต้ทฤษฎี Endogenous Growth ตัวแปรทุน (K) จะประกอบด้วยปัจจัยการผลิตทุนทางกายภาพ (Physical Capital) และปัจจัยทุนมนุษย์ (Human Capital)

แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

การวิเคราะห์นี้ใช้ทฤษฎี Endogenous Growth ในการสร้างแบบจำลองเพื่ออธิบายอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยในระยะยาว นั่นคือตัวแปรอิสระที่ส่งผลกับอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจได้แก่ จำนวนแรงงาน ปัจจัยทุนทางกายภาพ ปัจจัยทุนมนุษย์ และการวิจัยและพัฒนา

การวิเคราะห์ได้ใช้ตัวแปรผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริงเป็นตัวแทนผลผลิต ตัวแปรกำลังแรงงานเป็นตัวแทนจำนวนแรงงาน ตัวแปรการสะสมทุนถาวร (Gross Fixed Capital Formation) เป็นตัวแทนปัจจัยทุนทางกายภาพ และใช้จำนวนประชากรที่มีการศึกษาตั้งแต่ระดับอุดมศึกษาขึ้นไปเป็นตัวแทนทุนมนุษย์ (Human Capital) รวมถึงการใช้จำนวนผู้ใช้อินเตอร์เน็ตเป็นตัวแทนตัวแปรการวิจัยและพัฒนา และจากการที่มีงานวิจัยหลาย ๆ ชิ้น เช่น Asheghian (2016) พบว่าตัวแปรเศรษฐกิจมหภาคมีผลต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ ดังนั้นในงานศึกษานี้ จะคำนึงถึงการเพิ่มตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคเข้าไปทดสอบถึงความสัมพันธ์ของดุลยภาพระยะยาวต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจด้วย ซึ่งได้แก่ การลงทุนโดยตรงระหว่างประเทศสุทธิ อัตราดอกเบี้ยนโยบายที่แท้จริง และมูลค่าสินเชื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคล ดังนั้นแบบจำลองที่ใช้ศึกษาปัจจัยที่กำหนดอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยคือ

$$\ln(RGDP)_t = \beta_1 + \beta_2 \ln(K)_t + \beta_3 \ln(L)_t + \beta_4 \ln(INTERNET)_t + \beta_5 FDI_t + \beta_6 INT_t + \beta_7 \ln(HCAP)_t + \beta_8 \ln(CESTATE)_t + u_t \quad (3)$$

โดยที่ ln (RGDP) คือ ค่า Natural Logarithm ของผลิตภัณฑ์มวลรวมในประเทศที่แท้จริง

ln (K) คือ ค่า Natural Logarithm ของการสะสมทุนถาวร (Gross Fixed Capital)

ln (L) คือ ค่า Natural Logarithm ของกำลังแรงงาน (Labour Force)

ln (INTERNET) คือ ค่า Natural Logarithm ของจำนวนผู้ใช้อินเตอร์เน็ต

FDI คือ การลงทุนโดยตรงระหว่างประเทศสุทธิ[2]

INT คือ อัตราดอกเบี้ยนโยบายที่แท้จริง[3]

ln (HCAP) คือ ค่า Natural Logarithm ของทุนมนุษย์

ln (CESTATE) คือ ค่า Natural Logarithm ของสินเชื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคล

u คือ ตัวแปรสุ่มคลาดเคลื่อน (Random Error Term)

ทั้งนี้การวิเคราะห์คาดการณ์ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ ln(K), ln(L) และ ln(INTERNET) มีค่ามากกว่าศูนย์ ($\beta_2 > 0$, $\beta_3 > 0$, $\beta_4 > 0$) ซึ่งเป็นไปตามแนวคิดทฤษฎี Endogenous Growth และตัวแปร FDI และ ln(HCAP) มีความสัมพันธ์ใน

[2] เนื่องจากในบางปีการลงทุนโดยตรงสุทธิระหว่างประเทศมีค่าติดลบ จึงไม่สามารถใส่ค่า logarithmได้

[3] ตัวแปรอัตราดอกเบี้ย เนื่องจากมีหน่วยเป็นร้อยละอยู่แล้วจึงไม่ใส่ค่า logarithm

ทิศทางเดียวกับ RGDP ($\beta_5 > 0$ และ $\beta_7 > 0$) เนื่องจาก หากตัวแปร FDI เพิ่มขึ้น จะทำให้มีแหล่งเงินทุนและเทคโนโลยีการผลิตพัฒนาขึ้น ทำให้ผลผลิตในประเทศ (หรือ RGDP) เพิ่มสูงขึ้น และการที่ HCAP เพิ่มสูงขึ้นนั้น แสดงถึงแรงงานมีผลิตภาพการผลิตดีขึ้น ผลผลิตจึงเพิ่มขึ้น สำหรับ INT คาดว่ามีสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับ RGDP ($\beta_6 < 0$) ทั้งนี้เพราะหาก INT เพิ่มขึ้น จะทำให้ต้นทุนในการใช้ปัจจัยการผลิตสูงขึ้น จึงทำให้การใช้ปัจจัยการผลิตลดลง ผลผลิตในระบบเศรษฐกิจจึงลดลง สำหรับตัวแปร ln(CESTATE) คาดว่าจะมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับ RGDP ($\beta_8 > 0$) ทั้งนี้เพราะ เมื่อมีการปล่อยสินเชื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลเพิ่มขึ้น เปรียบเสมือนช่วยให้ผู้ประกอบการสามารถมีเงินทุนเพื่อใช้ในการซื้อปัจจัยการผลิตต่าง ๆ ได้มากขึ้นทำให้ปัจจัยการผลิตถูกจ้างงานมากขึ้น รายได้และผลผลิตจึงสูงขึ้น

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

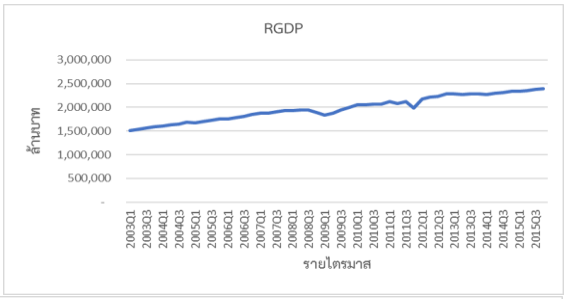
สำหรับข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา เป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ มกราคม พ.ศ. 2546 ถึงธันวาคม พ.ศ. 2558 จากการรวบรวมข้อมูลพบว่า ข้อมูลบางตัวแปรเป็นข้อมูลรายเดือน บางตัวแปรเป็นข้อมูลรายไตรมาส บางตัวแปรเป็นข้อมูลเป็นรายปี และมีแหล่งที่มาต่าง ๆ กัน สรุปได้ดังตารางที่ 3

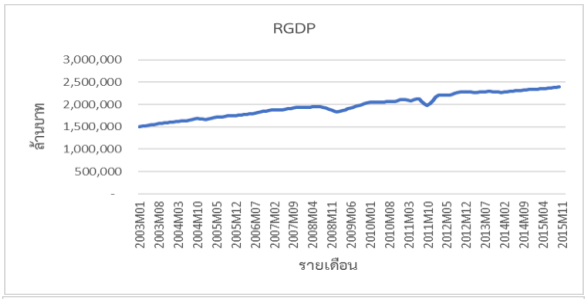
ตารางที่ 3 แหล่งที่มาของข้อมูลและความถี่ของข้อมูล

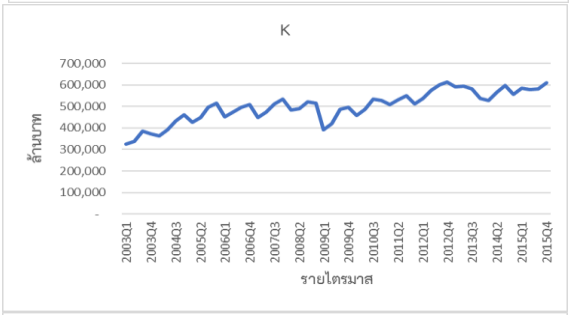
ตัวแปร	หน่วย	แหล่งที่มาของข้อมูล	ความถี่ของข้อมูล
RGDP	ล้านบาท	ธนาคารโลก	รายไตรมาส
K	ล้านบาท	สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ	รายไตรมาส
L	พันคน	ธนาคารโลก	รายปี
INTERNET	คน	http://www.internetlivestats.com/internet-users/thailand/	รายปี
FDI	ล้านบาท	ธนาคารแห่งประเทศไทย	รายไตรมาส
INT	ร้อยละ	ธนาคารแห่งประเทศไทย	รายเดือน
HCAP	พันคน	ธนาคารโลก	รายปี
CESTATE	ล้านบาท	ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์	รายเดือน

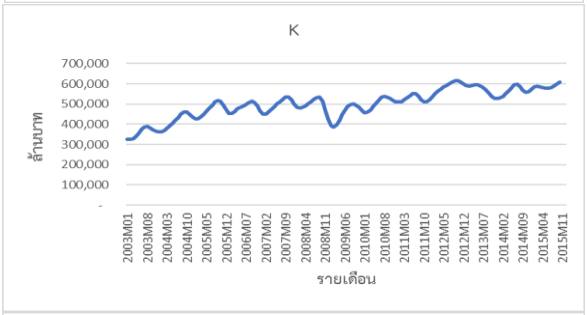
เพื่อให้ข้อมูลทุกตัวแปรมีความถี่เป็นรายเดือนเหมือนกัน เราจะทำการแปลงข้อมูลรายไตรมาสและรายปี ให้เป็นรายเดือนด้วยวิธี Cubic Spline[4] โดยวิธีนี้จะทำให้ ข้อมูลตัวแรกหรือตัวสุดท้ายตรงกับข้อมูลจริง ผลการแปลงข้อมูลรายไตรมาสและรายปีให้เป็นรายเดือน แสดงได้ดังภาพที่ 2 จะเห็นว่า ข้อมูลที่ถูกแปลงให้เป็นรายเดือนมีลักษณะที่สอดคล้องกับข้อมูลเดิม สำหรับข้อมูลที่เป็นรายเดือนอยู่แล้วจะแสดงในภาพที่ 3

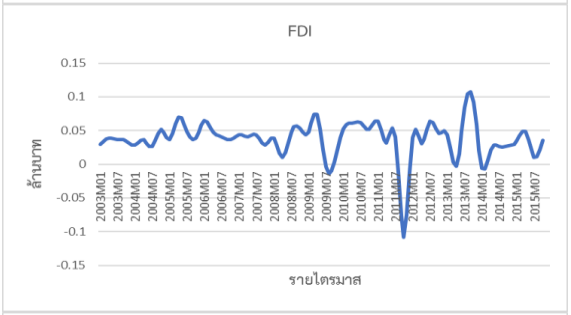
[4] วิธีนี้ถูกนำไปใช้แปลงข้อมูลในงานวิจัยของต่างประเทศ เช่น งานของ Jordan and Tucker (2013) ได้แปลงข้อมูล GDP รายปีให้เป็น GDP รายไตรมาส , Abeysinghe and LEE (1998) ข้อมูล GDP รายปีเป็นรายไตรมาส และ Marini (2016) ได้เปรียบเทียบวิธีการแปลงข้อมูลจากข้อมูลที่มีความถี่ต่ำกว่า ไปสู่ข้อมูลที่มีความถี่มากกว่า พบว่าวิธีแบบ Chow-Lin ให้ผลที่ดีที่สุดเมื่อเปรียบเทียบกับอีกสองวิธีคือวิธีของ Denton และ Cholette-Dagum

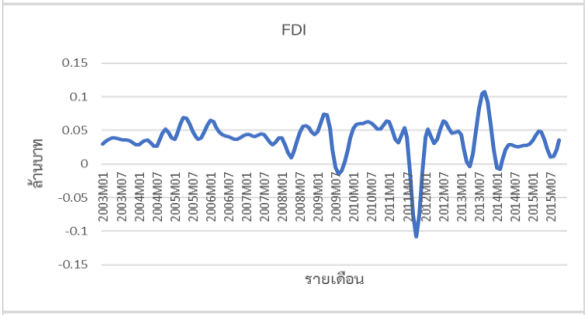

RGDP
ล้านบาท
รายไตรมาส

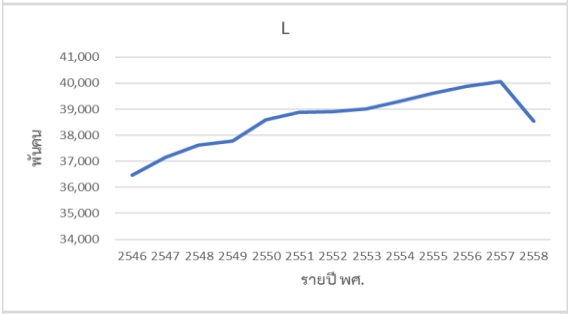

RGDP
ล้านบาท
รายเดือน

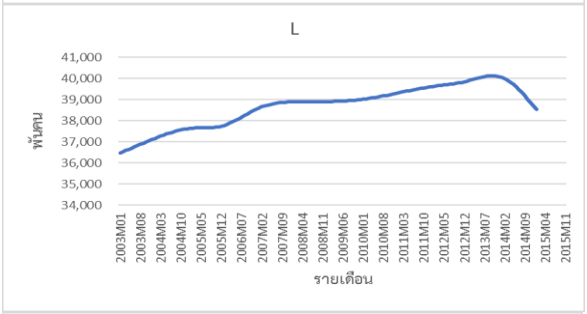

K
ล้านบาท
รายไตรมาส

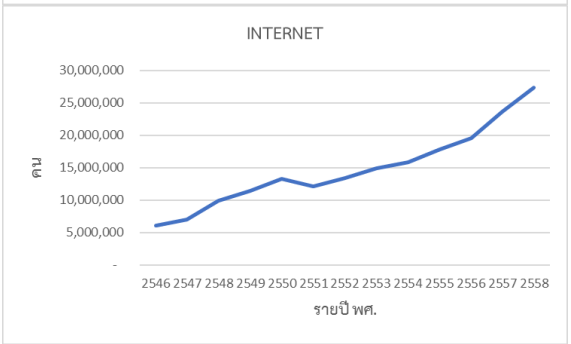

K
ล้านบาท
รายเดือน

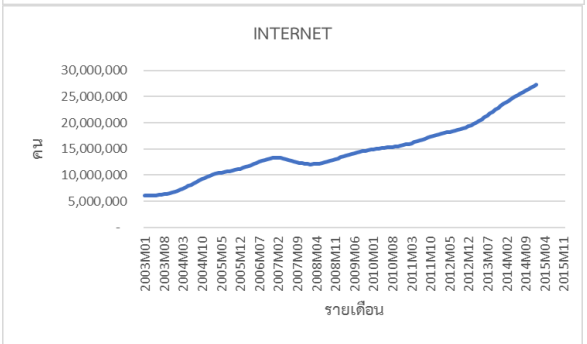

FDI
ล้านบาท
รายไตรมาส

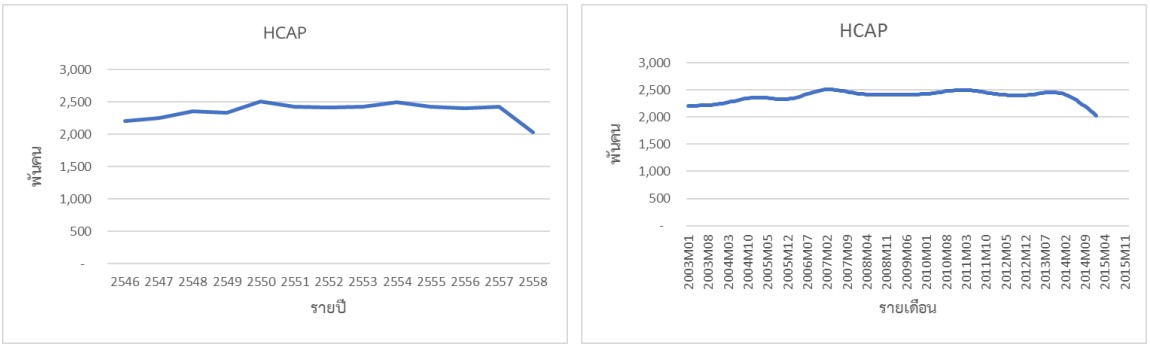

FDI
ล้านบาท
รายเดือน


L
พันคน
รายปี พศ.

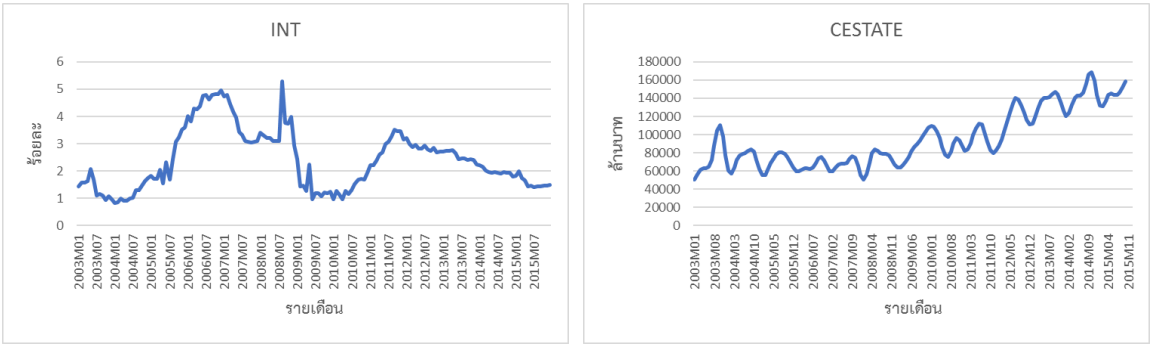

L
พันคน
รายเดือน


INTERNET
คน
รายปี พศ.


INTERNET
คน
รายเดือน



ภาพที่ 2 เปรียบเทียบตัวแปรที่ข้อมูลถูกแปลงให้มีความถี่เป็นรายเดือนกับข้อมูลเดิม



ภาพที่ 3 ตัวแปรที่ข้อมูลมีความถี่เป็นรายเดือน[5]

ภาพที่ 4 ตัวแปรที่ข้อมูลอัตราดอกเบี้ยนโยบายก่อนมีการหักอัตราเงินเฟ้อ

วิธีการศึกษา

การทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey - Fuller (ADF)

ในการทดสอบความนิ่งของข้อมูล วิธีที่นิยมใช้มากที่สุดวิธีหนึ่งก็คือวิธี ADF ซึ่งสรุปได้ดังนี้ กำหนดให้อนุกรมเวลา X_t มีรูปแบบ AR(p) สมการที่ใช้ทดสอบความนิ่งของอนุกรมเวลา X_t ด้วยวิธี ADF แบ่งเป็นสามกรณีแสดงได้ดังนี้ (Rangkakulnuwat, 2013)

[5] งานวิจัยนี้ได้ใช้ข้อมูลยาว 12 ปี ทำให้อัตราดอกเบี้ยนโยบายก่อนที่มีการหักอัตราเงินเฟ้อในช่วงเวลาดังกล่าวมีการเปลี่ยนแปลง มิได้คงที่ ดังแสดงในภาพที่ 4

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_i \, \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_i \, \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_i \, \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ค่าความล่าช้า (*p*) ที่จะใช้ในสมการข้างบนนี้ จะเลือกด้วยการใช้หลักเกณฑ์ที่ว่า จะต้องทำให้ค่า Schwarz Information Criterion (SIC) มีค่าต่ำที่สุด วิธีการทดสอบความนิ่งของอนุกรมเวลา X_t ด้วยวิธี ADF จะใช้สมมุติฐานหลักและสมมุติฐานรองดังนี้

H_0: $\gamma = 0$ ซึ่งหมายถึง อนุกรมเวลา X_1 ไม่มีความนิ่ง หรือมี Unit Root

H_1: $\gamma < 0$ ซึ่งหมายถึง อนุกรมเวลา X_1 มีความนิ่ง หรือไม่มี Unit Root

จะใช้ค่าสถิติ t ของ $\hat{\gamma}$ มาใช้เทียบกับค่าวิกฤตของ MacKinnon ส่วนค่าสถิติ t ของค่าสัมประสิทธิ์ ΔX_{t-i}(i = 1, 2, …, p-1) สามารถเทียบกับค่าวิกฤติจากตาราง t หรือ F ได้ สำหรับการเลือกว่าควรใช้สมการที่ (4), (5) หรือ (6) เพื่อทดสอบ Unit root นั้น ก็มีหลักเกณฑ์คือเมื่อวาดกราฟของอนุกรมเวลาที่ต้องการทดสอบความนิ่ง แล้วพบว่า อนุกรมเวลานั้นเคลื่อนขึ้น ๆ ลง ๆ อยู่รอบ ๆ ศูนย์ ควรเลือกใช้สมการ (4) และหากพบว่า อนุกรมไม่มีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาผ่านไป แต่เคลื่อนที่ขึ้น ๆ ลง ๆ รอบค่าคงที่ค่าหนึ่ง ควรเลือกใช้สมการที่ (5) และหากอนุกรมเวลานั้นมีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเวลาผ่านไป เราควรเลือกใช้สมการที่ (6)

ในกรณีที่ข้อมูล X_t มีความนิ่ง สามารถเขียนได้ว่า X_t มีคุณสมบัติ Integrated ที่ลำดับศูนย์ หรือเขียนแทนด้วย X~I(0) และในกรณีที่ X_t ไม่มีความนิ่ง แต่พบว่าผลต่างลำดับที่หนึ่งของ X_t (ΔX_t) มีความนิ่ง เราจะเรียกว่า X_t มีคุณสมบัติ Integrated ที่ลำดับหนึ่ง หรือเขียนแทนด้วย X~I(1) ทำนองเดียวกัน หากพบว่า X_t และ ΔX_t ไม่มีความนิ่ง แต่พบว่าผลต่างลำดับที่สองของ X_t ($\Delta^2 X_t$) มีความนิ่ง จะเรียกว่า X_t มีคุณสมบัติ Integrated ที่ลำดับสอง หรือเขียนแทนด้วย X~I(2)

การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธี ARDL

ในการทดสอบว่าตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration หรือ Long-run relationship) หรือไม่นั้น ตามวิธีการของ Engel และ Granger (1987) หรือวิธีการของ Johansen (1995) จะต้องมีข้อกำหนดว่า ตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองต้องมีคุณสมบัติเป็น I(1) เหมือนกันทุกตัว อย่างไรก็ดี หากใช้วิธีการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธีของ Pesaran และ Shin (2001) นั้น สามารถใช้ได้กับแบบจำลองที่ตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ มีคุณสมบัติเป็น I(0) หรือ I(1) ก็ได้ วิธีการดังกล่าวเรียกได้อีกอย่างว่า Bound Test โดยแนวคิดของวิธีการดังกล่าวมีพื้นฐานมาจากแบบจำลอง Autoregressive Distributed Lag (ARDL) ซึ่งสรุปได้ดังนี้

กำหนดให้ y_t คือ ตัวแปรตามและ $\mathbf{x}_t$ คือ เวกเตอร์คอลัมน์ของตัวแปรอิสระจำนวน K ตัว หรือเขียนแทนด้วย $\mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{1t} \\ \vdots \\ x_{Kt} \end{bmatrix}$ โดยทั้งตัวแปรตาม y_t และตัวแปรอิสระ $x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{Kt}$ อาจมีคุณสมบัติเป็น I(0) หรือ I(1) ก็ได้ และกำหนดให้เวกเตอร์ $\mathbf{z_t} = \begin{bmatrix} y_t \\ \mathbf{x_t} \end{bmatrix}$ แล้วแบบจำลองที่จะนำมาใช้ทดสอบว่า ตัวแปรตาม y_t และตัวแปรอิสระในเวกเตอร์ $\mathbf{x}_t$ มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกันหรือไม่ เขียนได้ดังนี้

$$\Delta \boldsymbol{y_t} = \boldsymbol{c_0} + \boldsymbol{\Pi_{yy} y_{t-1}} + \boldsymbol{\pi'_{yx,x} x_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\psi'_i \Delta z_{t-i}} + \boldsymbol{\omega' \Delta x_t} + u_t \quad (7)$$

โดย c_0 คือ ค่าคงที่ π_{yy} คือ ค่าสัมประสิทธิ์ของ y_{t-1} ส่วน $\boldsymbol{\pi_{yx,x}, \psi_i}$ และ $\boldsymbol{\omega}$ คือ เวกเตอร์ของค่าสัมประสิทธิ์ที่สอดคล้องกับตัวแปรในเวกเตอร์ x_{t-1}, $\boldsymbol{\Delta z_{t-i}}$ และ $\boldsymbol{\Delta x_i}$ ตามลำดับ สมมุติฐานที่ใช้ทดสอบว่า ตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกันหรือไม่นั้น แสดงได้ดังนี้

H_0: $\pi_{yy} = 0$ และ $\boldsymbol{\pi_{yx,x}} = 0$ (ตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในแบบจำลองไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว)

H_1: $\pi_{yy} \neq 0$ หรือ $\boldsymbol{\pi_{yx,x}} \neq 0$ (ตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว)

โดยค่าสถิติที่ใช้ทดสอบคือ F-statistics ส่วนค่าวิกฤตหาได้จาก Pesaran et al. (2001) ซึ่งจะมีอยู่สองค่าซึ่งจะเรียกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบน (Upper Critical Bound) และค่าวิกฤตขอบเขตล่าง (Lower Critical Bound) หากค่า F-Statistics สูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบน เราจะปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (สรุปว่าตัวแปรตามและตัวแปรอิสระมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว) และเมื่อค่า F-Statistics ต่ำกว่าค่าวิกฤตขอบเขตล่าง เราจะไม่ปฏิเสธสมมุติฐานหลัก (สรุปว่าตัวแปรตามและตัวแปรอิสระไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว) แต่หากค่า F-Statistics อยู่ระหว่างค่าวิกฤตขอบเขตบนกับค่าวิกฤตขอบเขตล่าง เราจะไม่สามารถสรุปได้ว่า ตัวแปรตามและตัวแปรอิสระมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกันหรือไม่

สำหรับการเลือกค่าความล่าช้าที่เหมาะสมในสมการที่ (7) ในบทความนี้ จะใช้หลักเกณฑ์ว่า เป็นค่าความล่าช้าที่ทำให้ Akaike Information Criterion (AIC) ต่ำที่สุด โดยที่ความล่าช้าแต่ละตัวแปรที่อยู่ในเวกเตอร์ $\boldsymbol{\Delta z_{t-i}}$ ไม่จำเป็นต้องมีค่าเท่ากัน และหลังจากที่ได้ค่าความล่าช้าแล้ว ค่าพารามิเตอร์จะถูกประมาณด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยที่ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานจะถูกคำนวณด้วยวิธี Delta (Pesaran and Shin, 1999)

ผลการศึกษา

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล

ตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองจะถูกทดสอบความนิ่ง (Stationary Test) ด้วยวิธี ADF (Augmented Dickey Fuller) โดยค่าความล่าช้าที่เหมาะสมเลือกจากค่าความล่าช้าที่ทำให้ Schwarz Information Criterion ต่ำที่สุด ผลการทดสอบ Unit Root แสดงได้ดังตารางที่ 4 ผลการทดสอบพบว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลักสำหรับการทดสอบ Unit Root ของตัวแปร ln(K) และ FDI ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 จึงกล่าวได้ว่า ln(K) และ FDI มีความนิ่ง และจะเรียกตัวแปรทั้งสองนี้ว่ามีคุณสมบัติเป็น I(0) ในขณะที่ตัวแปรอื่น ๆ ที่เหลือ ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานหลักสำหรับการทดสอบ Unit Root ได้ นั่นคือตัวแปรที่เหลือนี้ไม่มีความนิ่ง (Nonstationary)

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรต่างๆ

ตัวแปร	สมการที่ทดสอบ*	จำนวนความล่าช้าที่เหมาะสม **	ADF-statistics (*P-Value*)	MacKinnon Critical Values			ผลการทดสอบ
				1%	5%	10%	
ln(RGDP)	C	10	-2.713 (*0.2332*)	-4.023	-3.441	-3.145	ไม่มีความนิ่ง
ln(K)	C	9	-3.706 (*0.0250*)	-4.023	-3.441	-3.145	มีความนิ่ง
ln(L)	B	5	-1.139 (*0.6989*)	-3.478	-2.882	-2.578	ไม่มีความนิ่ง
ln(INTERNET)	C	13	-1.619 (*0.7802*)	-4.029	-3.444	-3.147	ไม่มีความนิ่ง
FDI	B	13	-3.078 (*0.0305*)	-3.477	-2.882	-2.577	มีความนิ่ง
INT	B	3	-2.038 (*0.2704*)	-3.474	-2.880	-2.577	ไม่มีความนิ่ง
ln(HCAP)	B	5	0.0649 (*0.9619*)	-3.478	-2.882	-2.578	ไม่มีความนิ่ง
ln(CESTATE)	C	8	-2.446 (*0.3547*)	-4.023	-3.441	-3.145	ไม่มีความนิ่ง

หมายเหตุ *สมการที่ใช้ทดสอบความนิ่งด้วยวิธี ADF รูปแบบ A, B และ C แสดงได้ดังนี้

- สมการ A : $\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_i \, \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$
- สมการ B: $\Delta X_t = \beta_0 + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_i \, \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$
- สมการ C: $\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_i \, \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$

**ค่าความล่าช้าที่เหมาะสม (p) เป็นค่าที่ทำให้ SIC (Schwarz Information Criterion) ของสมการที่ใช้ทดสอบความนิ่งด้วยวิธี ADF มีค่าต่ำสุด

เนื่องจาก พบว่าตัวแปร ln(RGDP), ln(L), ln(INTERNET), INT, ln(HCAP), ln(CESTATE) ไม่มีความนิ่ง จึงต้องทำการทดสอบต่อไปว่า ผลต่างลำดับที่หนึ่งของตัวแปรเหล่านี้ยังคงมีความไม่นิ่งอยู่อีกหรือไม่ ผลการทดสอบสรุปได้ดังตาราง 5 เห็นว่า สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักในการทดสอบว่าตัวแปร Δln(RGDP), Δln(INTERNET), ΔINT และ Δln(CESTATE) ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1 จึงกล่าวได้ว่าตัวแปร Δln(RGDP), Δln(INTERNET), ΔINT และ Δln(CESTATE) มีความนิ่ง นั่นคือกล่าวได้ว่า ln(RGDP), ln(INTERNET), INT และ ln(CESTATE) มีคุณสมบัติเป็น Integrated of Order 1 หรือ I(1) ในขณะที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักว่า Δln(L) และ Δln(HCAP) มี Unit Root นั่นคือ ตัวแปร Δln(L) และ Δln(HCAP) ไม่มีความนิ่ง (Nonstationary)

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรที่ถูกทำผลต่างลำดับที่หนึ่ง

ตัวแปร	สมการที่ทดสอบ	จำนวนความล่าช้าที่เหมาะสม	ADF-statistics (*P-Value*)	MacKinnon Critical Values 1%	5%	10%	ผลการทดสอบ
Δln(RGDP)	B	9	-4.652 (*0.0002*)	-3.477	-2.882	-2.578	มีความนิ่ง
Δln(L)	A	4	-0.698 (*0.413*)	-2.582	-1.943	-1.615	ไม่มีความนิ่ง
Δln(INTERNET)	B	13	-4.865 (*0.0000*)	-3.481	-2.884	-2.579	มีความนิ่ง
ΔINT	A	0	-16.219 (*0.0000*)	-2.580	-1.943	-1.615	มีความนิ่ง
Δln(HCAP)	A	4	0.644 (*0.854*)	-2.582	-1.943	-1.615	ไม่มีความนิ่ง
Δln(CESTATE)	B	7	-6.311 (*0.0000*)	-3.476	-2.881	-2.577	มีความนิ่ง

ขั้นตอนต่อไป จึงทดสอบตัวแปร ln(L) และ ln(HCAP) ว่ามีความนิ่งหรือไม่หากมีการทำผลต่างลำดับที่สอง ผลการทดสอบแสดงได้ดังตารางที่ 6 จะเห็นได้ว่า สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักในการทดสอบว่าตัวแปร Δ^2ln(L) และ Δ^2ln(HCAP) มี Unit Root ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1 นั่นคือ Δ^2ln(L) และ Δ^2ln(HCAP) มีความนิ่ง จึงกล่าวได้ว่าตัวแปร ln(L) และ ln(HCAP) มีคุณสมบัติที่เรียกว่า Integrated of Order2 หรือ I(2)

ตารางที่ 6 ผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรที่ถูกทำผลต่างลำดับที่สอง

ตัวแปร	สมการที่ทดสอบ	จำนวนความล่าช้าที่เหมาะสม	ADF-statistics (*P-Value*)	MacKinnon Critical Values 1%	5%	10%	ผลการทดสอบ
Δ^2ln(L)	A	13	-2.748 (*0.0063*)	-2.582	-1.943	-1.615	ไม่มีความนิ่ง
Δ^2ln(HCAP)	A	13	-3.061 (*0.0024*)	-2.582	-1.943	-1.615	ไม่มีความนิ่ง

ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยการใช้ ARDL

จากผลการทดสอบ Unit Root ของตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองพบว่า ตัวแปรที่มีคุณสมบัติเป็น I(0) มีอยู่สองตัวแปรได้แก่ ln(K) และ FDI ส่วนที่มีคุณสมบัติเป็น I(1) มีอยู่สี่ตัวแปรได้แก่ ln(RGDP), ln(INTERNET), INT และ ln(CESTATE) และที่มีคุณสมบัติเป็น I(2) มีอยู่สองตัวแปร ได้แก่ ln(L) และ ln(HCAP)

ปัจจุบันวิธีการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว มีเงื่อนไขคือ ตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองต้องเป็น I(1) เมื่อกรณีนี้เกิดขึ้น สามารถนำวิธีการของ Johasen (1995) มาใช้ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวได้ และในกรณีที่ตัวแปรในแบบจำลองมีทั้งคุณสมบัติเป็น I(0) และ I(1) สามารถนำวิธีการของ Pesaran et al. (2001) มาใช้

ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวได้ แต่ยังไม่มีวิธีการทางสถิติใดที่นำมาใช้ทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว เมื่อตัวแปรในแบบจำลองมีทั้งคุณสมบัติเป็น I(0), I(1) และ I(2)

ดังนั้นงานศึกษานี้จะใช้วิธีการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของ Pesaran et al. (2001) ทำให้ต้องตัดตัวแปรที่มีคุณสมบัติเป็น I(2) ออกไป ตัวแปรที่จะนำไปใช้วิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวได้แก่ ln(RGDP), ln(K), ln(INTERNET), FDI, INT, ln(CESTATE) นั่นคือเวกเตอร์ $\mathbf{x}$ และ $\mathbf{z}$ ในสมการที่ (7) เขียนได้ดังนี้

$$\mathbf{x} = \begin{bmatrix} \ln(K) \\ \ln(INTERNET) \\ FDI \\ INT \\ \ln(CESTATE) \end{bmatrix} \quad \text{และ} \quad \boldsymbol{z} = \begin{bmatrix} \ln(RGDP) \\ \mathbf{x} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \ln(RGDP) \\ \ln(K) \\ \ln(INTERNET) \\ FDI \\ INT \\ \ln(CESTATE) \end{bmatrix}$$

และในการประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการที่ (7) นั้น งานวิจัยนี้จะกำหนดค่าความล่าช้าสูงสุดของเวกเตอร์ Δz_{t-1} เท่ากับ 12[6] จากนั้นจะลองปรับเปลี่ยนค่าความล่าช้าของตัวแปรแต่ละตัวในเวกเตอร์ Δz_{t-1} จนกระทั่งได้ค่าความล่าช้าที่ทำให้ Akaike Information Criterion (AIC) ต่ำที่สุด โดยที่ความล่าช้าแต่ละตัวแปรที่อยู่ในเวกเตอร์ $\boldsymbol{\Delta} z_{t-1}$ ไม่จำเป็นต้องมีค่าเท่ากัน ซึ่งผลการศึกษาพบว่า ค่าความล่าช้าของตัวแปร ln(RGD), ln(K), ln(INTERNET), FDI, INT และ ln(CESTATE) มีค่าเท่ากับ 12, 12, 12, 10, 8, 10 จะให้ค่า AIC ต่ำที่สุดคือ -11.196

ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ $\ln(RGDP)_{t-1}$, $\ln(K)_{t-1}$,$\ln(INTERNET)_{t-1}$, FDI_{t-1}, INT_{t-1}, และ $\ln(CESTATE)_{t-1}$ ตามสมการที่ (7) แสดงได้ดังตารางที่ 7[7]

ตารางที่ 7 ผลการประมาณสมการที่ (7) เฉพาะตัวแปรที่มีค่าความล่าช้าเท่ากับ 1

ตัวแปร	ค่าสัมประสิทธิ์	Std. Error	t-statistics	P-value
$\ln(RGDP)_{t-1}$	0.126754	0.028631	4.427175	0.0000
$\ln(K)_{t-1}$	-0.049224	0.011838	-4.158293	0.0001
$\ln(INTERNET)_{t-1}$	-0.008642	0.003655	-2.364268	0.0212
FDI_{t-1}	-1.23×10^{-08}	6.45E-09	-1.905000	0.0613
INT_{t-1}	0.001672	0.000420	3.978356	0.0002
$\ln(CESTATE)_{t-1}$	-0.023606	0.004485	-5.263333	0.0000
ค่าคงที่	-0.789871	0.178942	-4.414113	0.0000

ตารางที่ 8 แสดงผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรดังกล่าว ด้วยค่าสถิติ F ผลการทดสอบพบว่า มีค่าค่าสถิติดังกล่าวเท่ากับ 4.52 ซึ่งอยู่สูงกว่าค่าวิกฤตขอบเขตบน (Upper Critical Bound) (หรือเรียกว่า I(1) Bound) ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1 เราจึงสรุปได้ว่า ตัวแปร ln(RGDP), ln(K), ln(INTERNET), FDI, INT และ ln(CESTATE) มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกัน

---

[6] นั่นคือจะมีตัวแปร $\Delta z_{t-1}, \Delta z_{t-2}, \ldots, \Delta z_{t-12}$ อยู่ในสมการที่ (7)

[7] งานวิจัยชิ้นนี้จะไม่แสดงผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอื่น ๆ ที่เหลือในสมการที่ (7) เนื่องจากไม่ได้นำไปใช้วิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

ตารางที่ 8 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวด้วยวิธีการของ Pesaran et al. (2001)

ค่าสถิติ F= 4.52		
Critical Value Bounds		
I(0) Bound	I(1) Bound	ระดับนัยสำคัญ
2.08	3	ร้อยละ 10
2.39	3.38	ร้อยละ 5
3.06	4.15	ร้อยละ 1

ผลการประมาณความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

ผลการศึกษาชี้ให้เห็นว่า ตัวแปร ln(RGDP), ln(K), ln(INTERNET), FDI, INT และ ln(CESTATE) มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกัน ผลการประมาณความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรดังกล่าวแสดงได้ดังตารางที่ 9

ตาราง 9 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

ตัวแปร	ค่าสัมประสิทธิ์	Std. Error	t-Statistic	P-values
ln(K)	0.388349	0.032323	12.014486	0.0000
ln(INTERNET)	0.068173	0.018262	3.732949	0.0004
FDI	$9.69x10^{-8}$	0.000000	2.201674	0.0314
INT	-0.013190	0.001590	-8.297486	0.0000
ln(CESTATE)	0.186242	0.019575	9.514460	0.0000
ค่าคงที่	6.231519	0.254656	24.470296	0.0000

จากตารางที่ 9 เขียนเป็นสมการแสดงความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวได้ดังนี้

$$\ln(RGDP) = 0.388\ln(K) + 0.068\ln(INTERNET) + 9.69x10^{-8}FDI - 0.013INT + 0.186\ln(CESTATE) + 6.2315$$

$$(12.01)^{***} \quad (3.73)^{***} \quad (2.20)^{**} \quad (-8.30)^{***} \quad (9.52)^{***} \quad (24.47)^{***}$$

หมายเหตุ ตัวในวงเล็บ ( ) คือค่า t-statistics ***, ** และ * หมายถึงมีนัยสำคัญที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 1, 5 และ 10 ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอิสระทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติและตรงตามสมมุติฐานของการศึกษาทั้งหมด โดยค่าสัมประสิทธิ์ของ ln(CESTATE) คือ 0.186 หมายถึง ถ้ามูลค่าสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ผลผลิตในระยะยาวเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.186 อย่างมีนัยสำคัญที่ร้อยละ 1 เมื่อกำหนดให้ตัวแปรอื่น ๆ คงที่ ซึ่งก็คือความยืดหยุ่นของผลผลิตในระยะยาวต่อสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลนั่นเอง จากผลการศึกษานี้ เราจึงกล่าวได้ว่า การให้สินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลของธนาคารพาณิชย์ส่งผลดีต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจ ส่วนความยืดหยุ่นของผลผลิตในระยะยาวต่อการสะสมทุนถาวรคือ 0.388 ส่วนความยืดหยุ่นของผลผลิตในระยะยาวต่อจำนวนผู้ใช้อินเตอร์เน็ตมีค่าเท่ากับ 0.068 นั่นคือทั้งการสะสมทุนถาวรและการใช้อินเตอร์เน็ตส่งผลทางบวกต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจในระยะยาว

ค่าสัมประสิทธิ์ของ FDI คือ $9.69x10^{-8}$ แปลความหมายได้ว่า ถ้าการลงทุนโดยตรงระหว่างประเทศสุทธิเพิ่มขึ้น 1 ล้านบาท[8] จะทำให้ผลผลิตในระยะยาวเพิ่มขึ้นร้อยละ $9.69x10^{-6}$ อย่างมีนัยสำคัญที่ร้อยละ 5 เมื่อกำหนดให้ตัวแปรอื่น ๆ คงที่ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของ INT คือ -0.013 ซึ่งหมายถึงถ้าอัตราดอกเบี้ยนโยบายที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ผลผลิตในระยะยาวลดลงร้อยละ -1.3 อย่างมีนัยสำคัญที่ร้อยละ 1 เมื่อกำหนดให้ตัวแปรอื่น ๆ คงที่

สรุปผลการศึกษาและข้อเสนอแนะ

บทความนี้ชี้ให้เห็นว่า ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างอัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและการปล่อยสินเชื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลกับตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคอื่น ๆ ภายใต้แนวคิด Endogenous Growth ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษามีทั้งรายปี รายเดือน และรายไตรมาส โดยข้อมูลที่เป็นรายปีและรายไตรมาสจะถูกแปลงให้เป็นข้อมูลรายเดือนด้วยวิธี Cubic Spline จากนั้นจะทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี ADF ผลการทดสอบพบว่า ตัวแปรที่มีคุณสมบัติเป็น I(0) มีอยู่สองตัวแปร ได้แก่ ln(K) และ FDI ส่วนที่มีคุณสมบัติเป็น I(1) มีอยู่สี่ตัวแปรได้แก่ ln(RGDP), ln(INTERNET), INT และ ln(CESTATE) และที่มีคุณสมบัติเป็น I(2) มีอยู่สองตัวแปรได้แก่ ln(L) และ ln(HCAP) การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว จะใช้วิธีของ Pesaran et al. (2001) ซึ่งสามารถใช้ได้กับตัวแปรที่มีคุณสมบัติเป็น I(0) หรือ I(1) ทำให้ตัวแปรที่มีคุณสมบัติเป็น I(2) ถูกตัดออกไป ผลการทดสอบพบว่า ตัวแปร ln(RGDP), ln(K), ln(INTERNET), FDI, INT และ ln(CESTATE) มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกัน

จากการประมาณความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว พบว่า ผลการศึกษาสอดคล้องกับทฤษฎี Endogenous Growth โดยสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยส่วนบุคคลส่งผลทางบวกต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจในระยะยาว นอกจากนี้ยังพบว่า ปัจจัยการผลิตการสะสมทุนถาวร จำนวนผู้ใช้อินเตอร์เน็ตสูงขึ้น และมูลค่าการลงทุนโดยตรงสุทธิระหว่างประเทศล้วนแล้วแต่ส่งผลทางบวกต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจระยะยาวเช่นกัน ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยนโยบายที่แท้จริงส่งผลต่ออัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจระยะยาวในทิศทางตรงกันข้าม

ผลการศึกษานี้สามารถอนุมานได้ว่า การที่รัฐบาลมีมาตรการกระตุ้นภาคอสังหาริมทรัพย์ผ่านการให้สินเชื่อของธนาคารพาณิชย์สามารถทำให้อัตราการเติบโตของเศรษฐกิจดีขึ้นในระยะยาวได้ และรัฐบาลอาจมีมาตรการอื่น ๆ เพิ่มเติมเพื่อกระตุ้นเศรษฐกิจในระยะยาวได้อีก เช่น การสนับสนุนนโยบายของสำนักงานคณะกรรมการกิจการกระจายเสียงกิจการโทรทัศน์และกิจการโทรคมนาคมแห่งชาติ (กสทช.) เพื่อส่งเสริมให้ผู้ด้อยโอกาสในสังคมและประชาชนในชนบทห่างไกลให้ได้รับการบริการโทรคมนาคมโดยเฉพาะอินเตอร์ให้ทั่วถึง การสร้างบรรยากาศทางเศรษฐกิจเพื่อดึงดูดการลงทุนจากต่างประเทศ เช่น สร้างเขตเศรษฐกิจพิเศษเพิ่มเติมและนโยบายด้านภาษีของนักลงทุนต่างประเทศ นอกจากนี้หากจำเป็นต้องขึ้นอัตราดอกเบี้ยนโยบาย ควรทำอย่างค่อยเป็นค่อยไป และควรส่งสัญญาณล่วงหน้าเพื่อให้เวลาแก่ผู้ผลิตปรับตัว

สำหรับงานวิจัยครั้งต่อไปอาจจะพิจารณาประเด็นต่อไปนี้เพิ่มเติม ในอนาคตหากมีเทคนิคทางเศรษฐมิติที่สามารถทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวในกรณีที่ตัวแปรมีคุณสมบัติเป็น I(0), I(1), หรือ I(2) ควรนำมาลองใช้ในแบบจำลองของงานศึกษานี้ ซึ่งจะทำให้ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรกำลังแรงงานและทุนมนุษย์ออกไป และนำผลที่ได้มาเปรียบเทียบกับงานศึกษาชิ้นนี้ นอกจากนี้ หากสามารถรวบรวมข้อมูลที่เป็นรายปีมีจำนวนมากพอ อาจเก็บข้อมูลตัวแปรทุกตัวเป็นรายปีทั้งหมด แล้วนำมาประมาณใหม่อีกครั้ง เพื่อเปรียบเทียบว่าผลการศึกษาแตกต่างจากงานวิจัยนี้หรือไม่

---

[8] ตัวแปร FDI ไม่ได้ถูกใส่ค่า Natural logarithm ทำให้แปลความหายเป็นร้อยละไม่ได้

เอกสารอ้างอิง

Abeysinghe, T. and C. LEE (1998). Best Linear Unbiased Disaggregation of Annual GDP to Quarterly Figures: The Case of Malaysia, *Journal of Forecasting*, 17, 527-537.

Asheghian P. (2016). GDP growth determinants and foreign direct investment causality: the case of Iran. *Journal of International Trade and Economic Development*, 25, 897-913.

Colander, D. C. and E. N. Gamber (2001).Macroeconomics, Prentice Hall.

De Mello, L. R. (1996). Foreign Direct Investment, International Knowledge Transfers, Endogenous Growth: Time Series Evidence. Department of Economics, University of Kent.

De Mello, L. R. (1997). Foreign direct investment in developing countries and growth: a selective surveys. *Journal of Development Studies*, 34, 1-34.

De Mello, L. R. (1999). Foreign Direct Investment-Let Growth: Evidence from Time Series and Panel Data. *Oxford Economic Papers*, 51, 33-151

Durand, R. (2013). Thinking and growing: towards a reconciliation of exogenous and endogenous growth theories. *Journal of Economic and Social Measurement*, 38, 187-200.

Gholipour, H. F., Usama A. & A. H. Mohammed (2014). Foreign investments in real estate, economic growth and property prices: evidence from OECD countries. *Journal of Economic Policy Reform*, 17, 33-45.

Jordan, A and C. Tucker (2013). Assessing the Impact of Nonperforming Loans on Economic Growth in The Bahamas, *Monetaria*, 1, 371-400

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

Klobodo E. K. M. and S. Adams. (2016). Capital flows and economic growth in Ghana. *Journal of African business*, 17, 291-307.

Kong, Y., Glascock, J. L. and R. Lu-Andrews (2016). An investigation into real estate investment and economic growth in China: A dynamic panel data approach, *Sutainability*, 8, 1-18.

Marini, M. (2016). Nowcasting Annual National Accounts with Quarterly Indicators: An Assessment of Widely Used Benchmarking Methods, *IMF Working Paper*, WP/16/71

Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Chapter 11 in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge

Pesaran, M. H., Shin Y., and R. J. Smith (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Rangkakulnuwat, P. (2016). **Introduction to Econometrics** (4th ed.). Bangkok: Chulalongkorn University Press.

Rangkakulnuwat, P. (2016). **Macroeconomics Theory II.** Bangkok: Chulalongkorn University Press.

Rangkakulnuwat, P. (2013). **Time Series Analysis for Economics and Business.** Bangkok: Chulalongkorn University Press.

Rangkakulnuwat, P. and N. Simachart (2007). The Causality of Commercial Bank Credit and Economic Growth. *UTCC Journal*, 27, 26-34.

Vu T. B. (2008). Foreign direct investment and endogenous growth in Vietnam. *Applied Economics*, 40, 1165-1173.

Wachaiyung, N. and J. Sirisrisakulchai (2016). Relationship between Commercial Bank's Lending and the Economic Growth of Thailand, Master Thesis, School of Economics, Chiangmai University.

Yu, J.-S., Hassan M. K., and B. Sanchez. (2012). A re-examination of financial development, stock markets development and economic growth. *Applied Economics*, 44, 3479-3489.