

การพยากรณ์อุปสงค์การถือเงินในประเทศไทย
สำหรับปี ค.ศ. 2017q3 - 2020q4
A Forecast of Demand for Money in Thailand
for the Year 2017q3 - 2020q4

ประสาร บุญเสริม¹
Prasarn Boonserm¹

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการวิจัยนี้ คือเพื่อพยากรณ์อุปสงค์การถือเงินในประเทศไทย โดยใช้วิธี ARDL-ECM Bound Test Approach ซึ่งมีตัวแปร คือ ปริมาณเงินในความหมายแคบที่แท้จริง (RM1) ปริมาณเงินในความหมายกว้างที่แท้จริง (RM2) อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (RI) และอัตราเงินเฟ้อ (IR) และใช้ข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ของปี ค.ศ. 2001 ถึงไตรมาสที่ 2 ของปี ค.ศ. 2017 ผลการวิจัยบ่งชี้ว่า ในกรณีระยะสั้น ทั้ง RM1 และ RM2 มีความสัมพันธ์ในทิศทางบวกกับ RGDP แต่มีความสัมพันธ์ในทิศทางลบกับ RI และ IR ในกรณีระยะยาว RM1มีความสัมพันธ์ในทิศทางบวกกับ RGDP มีความสัมพันธ์ในทิศทางลบกับ RI และ IR ส่วน RM2 มีความสัมพันธ์ในทิศทางบวกกับ RGDP มีความสัมพันธ์ในทิศทางลบกับ IR แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติกับ RI สำหรับผลการพยากรณ์อุปสงค์การถือเงินในปี ค.ศ. 2018 ถึง ปี ค.ศ. 2020 พบว่าในกรณีที่ 1 (ที่กำหนดให้ตัวแปรอิสระทุกตัวมีค่าเท่ากับค่าเฉลี่ยของข้อมูลย้อนหลังไป 8 ไตรมาส) RM1 และ RM2 มีค่าเฉลี่ยปีละ 1,905.22 พันล้านบาท และ 19,830.83 พันล้านบาท ตามลำดับ กรณีที่ 2 (ที่กำหนด RGDP เพิ่มขึ้นไตรมาสละ 0.5% และให้ตัวแปรอิสระอื่นมีค่าเท่ากับกรณีที่ 1) RM1 และ RM2 มีค่าเฉลี่ยปีละ 2,074.46 พันล้านบาท และ 20,655.86 พันล้านบาท ตามลำดับ และกรณีที่ 3 (ที่กำหนด RGDP เพิ่มขึ้นไตรมาสละ 0.75% และให้ตัวแปรอิสระอื่นมีค่าเท่ากับกรณีที่ 1) RM1 และ RM2 มีค่าเฉลี่ยปีละ 2,172.35 พันล้านบาท และ 21,113.79 พันล้านบาท ตามลำดับ นอกจากนี้ยังพบว่า พฤติกรรมของการถือเงินในประเทศไทยมีลักษณะที่มีเสถียรภาพ

คำสำคัญ: การพยากรณ์อุปสงค์การถือเงิน, ARDL bounds test

¹ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยรามคำแหง (Faculty of Economics, Ramkhamhaeng University)
E-mail address: prasarnb@gmail.com

Abstract

The objective of this research is to forecast Thailand's demand for money by applying an ARDL-ECM Bound Test Approach to the data from 2001q1 to 2017q2 of the real narrow-money (RM1), the real broad-money (RM2), the real interest rate (RI), and the inflation rate (IR). The results indicate that, in the short-run, both RM1 and RM2 are positively related to RGDP and negatively related to RI and IR; in the long-run, the RM1 is positively related to RGDP and negatively related to RI and IR, and the RM2 is positively related to RGDP and negatively related to IR, and is not significantly related to RI. The three cases of forecast scenarios from 2018 to 2020 are as follows: (1) given the value of explained variables as the average of 8 previous quarters, the annual average of RM1 and RM2 are 1,905.22 billions baht and 19,830.83 billions baht, respectively; (2) given the quarterly increase of RGDP by 0.05% and other explained variables are the same as (1), the annual average of RM1 and RM2 are 2,074.46 billions baht and 20,655.86 billions baht, respectively; and (3) given the quarterly increase of RGDP by .75% and other explained variables are the same as (1), the annual average of RM1 and RM2 are 2,172.35 billions baht and 21,113.79 billions baht, respectively. In addition, the analysis indicates that Thailand's money demand is stable.

Keywords: Forecast money demand, ARDL bounds test, Thailand

ความสำคัญของปัญหา

การวิจัยเชิงประจักษ์เกี่ยวกับพฤติกรรมและความมีเสถียรภาพของอุปสงค์การถือเงินมีความสำคัญมาโดยตลอดต่อความสัมฤทธิ์ผลของการดำเนินนโยบายการเงินของประเทศ เนื่องจากการมีเสถียรภาพของการถือเงินนำไปสู่การมีเสถียรภาพของตัวคูณทางการเงิน (money multiplier) และนำไปสู่ความสำเร็จของการคาดการณ์ของการดำเนินนโยบายการเงินที่มีต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาคการคำนวณสมการอุปสงค์การถือเงินมีหลายวิธีการด้วยกัน กล่าวคือ ในช่วงก่อนปี ค.ศ.1980 นิยมใช้วิธีการของสมการถดถอยเชิงพหุ (multiple regression) ต่อมาในช่วงทศวรรษ 1980s วิธีการที่นิยมใช้ คือ the partial adjustment and buffer-stock approach และในช่วงทศวรรษ 1990s จนถึงปัจจุบัน วิธีการที่นิยมใช้ คือ การหาความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรของแบบจำลองอุปสงค์การถือเงิน (cointegration approach of demand for money) ซึ่งวิธีคำนวณหาความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรในสมการอุปสงค์การถือเงินที่สำคัญมีอยู่ 3 วิธี ได้แก่ วิธีการที่

เสนอโดย Engle and Granger (1987) วิธีการที่เสนอโดย Johansen (1991 และ 1995) และวิธีการล่าสุดที่เสนอโดย Pesaran, Shin and Smith (2001)

สำหรับกรณีของประเทศไทย การวิจัยเชิงประจักษ์เกี่ยวกับพฤติกรรมและความมีเสถียรภาพของอุปสงค์การถือเงินได้มีมานานแล้ว ใช้วิธีการหลายวิธีที่ต่างกัน และได้ผลเชิงประจักษ์ที่ต่างกัน เมื่อไม่นานมานี้ ประสาร บุญเสริม (2015) ได้คำนวณสมการอุปสงค์การถือเงินของประเทศไทย ทั้งกรณีปริมาณเงินในความหมายแคบ (M1) และกรณีปริมาณเงินในความหมายกว้าง (M2) โดยใช้วิธี Autoregressive Distributed Lag ร่วมกับ Error Correction Mechanism (ARDL-ECM) ที่เสนอไว้โดย Pesaran, Shin and Smith (2001) และใช้ข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ค.ศ. 2001 จนถึง ไตรมาสที่ 1 ค.ศ. 2015 โดยใช้ปี ค.ศ. 2011 เป็นปีฐาน ผลการคำนวณพบว่า สมการพฤติกรรมการถือเงินมีความสัมพันธ์ระยะยาว (cointegration equation) และมีความเป็นเสถียรภาพทั้งกรณีปริมาณเงินในความหมายแคบ (M1) และกรณีปริมาณเงินในความหมายกว้าง (M2) โดยปริมาณอุปสงค์ของการถือเงินขึ้นอยู่กับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริง (real gross domestic product -- RGDP) อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rate -- RI) และ อัตราเงินเฟ้อ (inflation rate -- IR) สำหรับในปีก่อนหน้านี Jiranyakul and Opiela (2014) ได้ทำการวิจัยเชิงประจักษ์ด้วยวิธี dynamic ordinary least square (DOLS) ที่เสนอโดย Stock and Watson (1993) และใช้ข้อมูลรายไตรมาสตั้งแต่ปี ค.ศ. 1993 ถึงปี ค.ศ. 2012 โดยในแบบจำลองมี 3 ตัวแปร คือ ปริมาณเงินที่แท้จริงโดยรวม (real money aggregates of M1, M2, and M3), มูลค่าที่แท้จริงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (real GDP) และอัตราดอกเบี้ย (saving deposit rate and 10-year government bond yield) ผลการศึกษาพบว่า วิธี DOLS ไม่สามารถประยุกต์ใช้ได้กับข้อมูลที่นำมาศึกษานั้น อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรด้วยวิธีการของ Johansen (Johansen cointegration test) พบว่า ปริมาณอุปสงค์ของในความหมายแคบ (M1) มีความสัมพันธ์กับมูลค่าที่แท้จริงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น และอัตราดอกเบี้ย แต่การเปลี่ยนแปลงของมูลค่าที่แท้จริงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเท่านั้นที่มีผลต่อปริมาณอุปสงค์ของ M1 (only a change in real GDP affected the demand for M1) และพบว่าสมการปริมาณอุปสงค์ของ M1 ไม่มีเสถียรภาพ (demand for M1 was unstable)

การใช้วิธี Autoregressive Distributed Lag ร่วมกับ Error Correction Mechanism (ARDL-ECM) เพื่อศึกษาสมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงิน ได้ประยุกต์ใช้มาแล้วกับหลายประเทศ เช่น การศึกษาของ Narayan and Narayan (2008) ใช้ศึกษาในกรณีของประเทศฟีจี การศึกษาของ Abdullah, Ali, and Matahir (2010) ใช้ศึกษาในกรณีของห้าประเทศในสมาคมประชาชาติแห่งเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ (ASEAN-5 countries) และการศึกษาของ Budha (2013) ใช้ศึกษาในกรณีของประเทศเนปาล เป็นต้น กล่าวคือ Narayan and Narayan (2008) ใช้ศึกษากรณีของประเทศฟีจี (Fiji islands) โดยใช้ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ค.ศ. 1971 ถึง ค.ศ. 2002 และในแบบจำลองกำหนดให้ M1 (ซึ่งประกอบด้วย currency in circulation and demand deposits) ขึ้นอยู่กับ real GDP (Y_t) และ nominal interest rate (R_t) (ซึ่งคำนวณจาก 1-3 years

weighted average interest rate on time deposits) ผลการศึกษาพบว่า สมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว (no long-run relationships) ทั้งในกรณีที่กำหนดให้มีตัวแปรแนวโน้มเวลา (with trend) ในแบบจำลองและในกรณีที่กำหนดให้ไม่มีตัวแปรแนวโน้มเวลา (without trend)) ในแบบจำลอง

Abdullah, Ali, and Matahir (2010) ได้ศึกษาสมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินของห้าประเทศในสมาคมประชาชาติแห่งเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ (ASEAN-5 countries) ซึ่งประกอบด้วยประเทศอินโดนีเซีย มาเลเซีย ฟิลิปปินส์ สิงคโปร์ และประเทศไทย โดยกำหนดให้แบบจำลองประกอบด้วย 6 ตัวแปร ได้แก่ the natural logarithm of real monetary aggregate of country (M1 and M2), the logarithm of real income, the local real interest rate, the real exchange rate per US dollar, the foreign interest rate, และ inflation rate ผลการศึกษารณีของประเทศไทย พบว่า สมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินทั้งของกรณี M1 (narrow-money) และของกรณี M2 (broad-money) มีความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปร โดยที่ M1 มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (foreign interest rate) เท่านั้น ตัวแปรอื่นไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วน M2 มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับรายได้ที่แท้จริง (real income) และมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (exchange rate) และอัตราเงินเฟ้อ (inflation rate) สำหรับในกรณีระยะสั้นพบว่า M1 มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับรายได้ที่แท้จริง (real income) และอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ แต่ไม่มีความสัมพันธ์กับดอกเบี้ยในประเทศ (local interest rate) อัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (exchange rate) และอัตราเงินเฟ้อ (inflation rate) และพบว่า M2 มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับรายได้ที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ และอัตราเงินเฟ้อ และมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับดอกเบี้ยในประเทศ แต่ไม่มีความสัมพันธ์กับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ

Budha (2013) ได้ใช้ ARDL bounds testing approach ศึกษาสมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินของประเทศเนปาล โดยใช้ข้อมูลรายปี ตั้งแต่ปี ค.ศ. 1975 ถึง ปี ค.ศ.2011 ผลการศึกษาพบว่า มีความสัมพันธ์ของตัวแปรในระยะยาว ทั้งในกรณีของปริมาณเงินในความหมายแคบ (M1) และกรณีของปริมาณเงินในความหมายกว้าง (M2) โดยพบว่าปริมาณอุปสงค์การถือเงินมีความสัมพันธ์ในทิศทางบวกกับรายได้ที่แท้จริง มีความสัมพันธ์ในทิศทางลบกับอัตราเงินเฟ้อและอัตราดอกเบี้ย และจากการทดสอบพบว่า สมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินมีเสถียรภาพ (stable demand for money)

เนื่องจากวิธี ARDL-ECM ได้รับการนำไปประยุกต์ใช้เพื่อศึกษาสมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินอย่างกว้างขวางในหลายประเทศ และประสาร บุญเสริม (2015) ก็ได้นำมาใช้คำนวณสมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินของประเทศไทยครั้งหนึ่งแล้ว โดยใช้กับข้อมูลที่มีปี ค.ศ. 2011 เป็นปีฐาน ดังที่ได้กล่าวไว้แล้วข้างต้น แต่เนื่องจากในปัจจุบันนี้ประเทศไทยมีข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรมากขึ้น โดยมีข้อมูลล่าสุดถึงไตรมาสที่ 2 ของปี ค.ศ. 2017และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องได้มีการปรับปรุงข้อมูลให้มีความทันสมัยและถูกต้อง

มากยิ่งขึ้น นอกจากนี้กระทรวงพาณิชย์ได้มีการปรับปีฐานของดัชนีราคาผู้บริโภคเป็นปี ค.ศ. 2015 พร้อมทั้งได้ปรับปรุงการถ่วงน้ำหนักของรายการที่ใช้คำนวณดัชนีผู้บริโภคด้วย ดังนั้นเพื่อเป็นการเปรียบเทียบกับผลการวิจัยที่ประสาร บุญเสริม (2015) ได้ทำไว้แล้ว งานวิจัยนี้จึงใช้แนวคิดในการกำหนดแบบจำลองเหมือนเดิม คือ ใช้แนวคิดอุปสงค์การถือเงินของเคนส์ และใช้วิธี ARDL-ECM เหมือนเดิมในการคำนวณหาแบบจำลองอุปสงค์การถือเงินที่เหมาะสม โดยใช้ข้อมูลชุดใหม่ ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ของปี ค.ศ. 2001 ถึงไตรมาสที่ 2 ของปี ค.ศ. 2017 ที่มีปี ค.ศ. 2015 เป็นปีฐาน และทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปรในสมการปริมาณอุปสงค์การถือเงิน พร้อมทั้งทดสอบความมีเสถียรภาพของสมการอุปสงค์การถือเงินนั้นด้วย เมื่อได้สมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินที่เหมาะสมแล้ว จึงใช้สมการนั้นเพื่อพยากรณ์อุปสงค์การถือเงินของประเทศไทยตั้งแต่ไตรมาสที่ 3 ของปี ค.ศ. 2017 ถึงไตรมาสที่ 4 ของปี ค.ศ. 2020

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์ที่สำคัญ 2 ประการ คือ

1. เพื่อสร้างแบบจำลองสมการอุปสงค์การถือเงินของประเทศไทยแล้วทดสอบแบบจำลองนั้นว่ามีเสถียรภาพหรือไม่
2. เพื่อพยากรณ์ปริมาณอุปสงค์การถือเงินของประเทศไทยตั้งแต่ไตรมาสที่ 3 ของปี ค.ศ. 2017 ถึงไตรมาสที่ 4 ของปี ค.ศ. 2020

วิธีดำเนินการวิจัย

แนวคิดเชิงทฤษฎีของ ARDL-ECM Bounds Test

แนวคิดเชิงทฤษฎีของ ARDL-ECM Bounds Test เป็นแนวคิดที่เสนอเป็นครั้งแรกโดย Pesaran, Shin and Smith (2011) โดยมีจุดประสงค์เพื่อใช้ทดสอบว่าตัวแปรที่ระดับ (at level variables) มีความสัมพันธ์ระยะยาวต่อกันหรือไม่ (หรือมี cointegration equation of level variables หรือไม่) โดยที่ไม่จำเป็นต้องทราบอย่างชัดเจนว่าตัวแปรเหล่านั้นมีลักษณะเป็น trend stationary หรือเป็น first-difference stationary หรือไม่ กล่าวคือ ใช้ทดสอบ cointegration equation ได้ทั้งในกรณีที่ตัวแปรเป็น stationary at level (หรือ $I(1)$) หรือเป็น stationary at first-difference (หรือ $I(1)$) หรือเป็น mutually cointegrated ดังนั้น วิธีการนี้จึงสามารถใช้ทดสอบว่าตัวแปร at level มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกันหรือไม่ โดยที่ตัวแปรทั้งหมดในแบบจำลองไม่จำเป็นต้องมีความนิ่งที่ลำดับเดียวกัน (not require the same order of integration) ดังนั้น Pesaran, Shin and Smith จึงมีความเห็นว่า แนวคิด ARDL-ECM Bounds Test ที่เขา

เสนอนี้จึงดีกว่าแนวคิดการทดสอบ cointegration equation ของ Johansen (1991 และ 1995) ที่มีอยู่เดิม เพราะว่า ในการทดสอบ cointegration ด้วยวิธีการของ Johansen นั้น ตัวแปรทุกตัวต้องมีความนิ่งที่ลำดับเดียวกัน (the same order of integration) เช่น เป็น stationary ที่ first-order of difference เป็นต้น

แนวคิดที่สำคัญของ Pesaran, Shin and Smith (2001) ในการทดสอบว่า ตัวแปรที่ระดับ (at level) มีความสัมพันธ์ในระยะยาวต่อกันหรือไม่ คือ การสร้าง autoregressive distributed lags (ARDL) model ที่เหมาะสมให้อยู่ในรูปของ error correction model แล้วใช้ F-statistic ทดสอบว่า สัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่เป็น lagged level variables นั้น แตกต่างจากศูนย์หรือไม่ ถ้าทดสอบแล้วพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรเหล่านั้นแตกต่างจากศูนย์จริงก็แสดงว่า ตัวแปร at level เหล่านั้นมีความสัมพันธ์ในระยะยาวกันจริง แต่เนื่องจากสถิติที่ใช้ทดสอบมีการกระจายตัวที่ไม่เป็นมาตรฐาน Pesaran, Shin and Smith จึงสร้างขอบเขตสถิติเพื่อการทดสอบ (bounds test) ขึ้นมา 2 ขอบเขต (two bounds test) โดยขอบเขตล่าง (lower bound) เป็นกรณีที่ตัวแปรทุกตัวเป็น stationary at level (I(0)) และขอบเขตบน (upper bound) เป็นกรณีที่ตัวแปรทุกตัวเป็น stationary at first-difference (I(1)) ในกรณีที่พบว่าค่าสถิติที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่า lower bound ก็สรุปได้ว่า ตัวแปร at level นั้น ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว ในกรณีที่พบว่าค่าสถิติที่คำนวณได้มีค่ามากกว่า upper bound ก็สรุปได้ว่า ตัวแปร at level นั้น มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว และในกรณีที่พบว่าค่าสถิติที่คำนวณได้มีค่าอยู่ระหว่าง lower bound กับ upper bound ทำให้ไม่สามารถสรุปได้ว่า ตัวแปร at level นั้น มีความสัมพันธ์กันในระยะยาวหรือไม่ (inconclusive case)

Pesaran, Shin and Smith (2001) ได้เสนอรูปแบบที่อาจเป็นไปได้ของแบบจำลองเพื่อการทดสอบ cointegration ไว้ 5 รูปแบบด้วยกัน คือ (1) แบบจำลองที่ไม่มี intercepts และไม่มี trends (2) แบบจำลองที่มี restricted intercepts และไม่มี trends (3) แบบจำลองที่ไม่มี restricted intercepts และไม่มี trends (4) แบบจำลองที่ไม่มี restricted intercepts และมี restricted trends และ (5) แบบจำลองที่ไม่มี restricted intercepts และไม่มี restricted trends ซึ่งแต่ละรูปแบบของแบบจำลองเขียนอยู่ในรูปของ error- correction regression form (หรือ ECM) ดังต่อไปนี้

Model 1: (no intercepts; no trends)

$$\Delta y_t = \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta Z_{t-i} + \omega \Delta X_t + u_t$$

Model 2: (restricted intercepts; no trends)

$$\Delta y_t = \pi_{yy}(y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yx,x}(X_{t-1} - \mu_x) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta Z_{t-i} + \omega \Delta X_t + u_t$$

Model 3: (unrestricted intercepts; no trends)

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta Z_{t-i} + \omega \Delta X_t + u_t$$

Model 4: (unrestricted intercepts; restricted trends)

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}(y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yx,x}(X_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta Z_{t-i} + \omega \Delta X_t + u_t$$

Model 5: (unrestricted intercepts; unrestricted trends)

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta Z_{t-i} + \omega \Delta X_t + u_t$$

นอกจากนี้ Pesaran, Shin and Smith ได้ร่วมกันสร้างตาราง asymptotical value bounds for F -statistic test ไว้ในแต่ละกรณี เพื่อใช้ทดสอบว่า ตัวแปรที่ระดับ (at level variables) มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกันหรือไม่ (to test for existence of levels relationships of dependent variable and the regressors)

Narayan (2004) ได้ให้ความเห็นไว้ว่า ARDL-ECM bounds testing นี้ มีจุดเด่นที่สำคัญ 5 ประการ คือ (1) ใช้ได้กับตัวแปรที่เป็น purely $I(0)$, purely $I(1)$, or mutually cointegrated (2) ค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้ในแบบจำลองที่เป็น cointegration equation มีลักษณะเป็น unbiased and efficient (3) ใช้ได้กับกรณีศึกษาที่เป็น small sample size data (4) เป็นการคำนวณส่วนประกอบในระยะยาวและระยะสั้นไปพร้อมกัน ทำให้ไม่มีปัญหาการละเลยตัวแปรที่ควรใส่ไว้ในสมการ และไม่มีปัญหาความสัมพันธ์กันของตัวคลาดเคลื่อน (it is simultaneously estimates the long-run and short-run components, and the problems of omitted variables and serial correlation are removed) และ (5) มีการจำแนกอย่างชัดเจนว่าตัวแปรใดในแบบจำลองเป็น dependent variable และตัวแปรใดเป็น independent variables

แบบจำลองที่ใช้วิจัย

แบบจำลองที่ใช้เพื่อการวิจัยในครั้งนี้ได้กำหนดขึ้นโดยอาศัยแนวคิดทฤษฎีอุปสงค์ของการถือเงินของเคนส์ (Keynesian theory of money demand) เราสามารถสรุปแนวคิดของเคนส์ได้ว่า อุปสงค์ของการถือเงินโดยรวมขึ้นอยู่กับเหตุจูงใจ (motive) 3 ประการ (Mishkin, 2012, pp. 260 - 262) คือ การถือเงินไว้เพื่อดำเนินธุรกรรมทางเศรษฐกิจ (transaction motive) การถือเงินไว้เพื่อใช้จ่ายฉุกเฉิน (precautionary motive) และการถือเงินไว้เพื่อการเก็งกำไร (speculative motive) โดยที่การถือเงินไว้เพื่อดำเนินธุรกรรมทางเศรษฐกิจและการถือเงินไว้เพื่อใช้จ่ายฉุกเฉินนั้น ขึ้นอยู่กับระดับของรายได้ และการถือเงินไว้เพื่อการเก็งกำไรขึ้นอยู่กับอัตราดอกเบี้ย นอกจากนี้เคนส์ยังวิเคราะห์ไว้ว่า ปริมาณอุปสงค์ของการถือเงินไว้เพื่อจุดประสงค์สองประการแรกนั้น ยังขึ้นอยู่กับระดับราคาสินค้าและบริการด้วย เมื่อระดับราคาสินค้าและบริการสูงขึ้น จะทำให้อุปสงค์ถือเงินเพิ่มขึ้นตามไปด้วย ดังนั้น จึงสรุปแนวคิดของเคนส์เกี่ยวกับอุปสงค์การถือเงินได้ว่า จำนวนเงินที่แท้จริง (real balance) ที่ประชาชนต้องการถือไว้ถูกกำหนดโดยระดับรายได้ที่แท้จริง (real income) อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rate) และอัตราเงินเฟ้อ (inflation rate)

จากการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับอุปสงค์การถือเงินพบว่า มีหลายผลงานที่กำหนดให้แบบจำลองอุปสงค์การถือเงินขึ้นอยู่กับรายได้ที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงและอัตราเงินเฟ้อ เช่น ประสาร บุญเสริม (2015) ได้ศึกษากรณีของประเทศไทย กำหนดให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินทั้งในกรณีความหมายแคบและในความหมายกว้างขึ้นอยู่กับรายได้ที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง และอัตราเงินเฟ้อ Dritsakis (2011) ได้ศึกษาอุปสงค์การถือเงินของประเทศอังกฤษ กำหนดให้อุปสงค์การถือเงินขึ้นอยู่กับปัจจัย 3 ประการ คือ ระดับรายได้ที่แท้จริง อัตราเงินเฟ้อ และอัตราแลกเปลี่ยน Abdullah, Ali, and Matahir (2010) ได้ศึกษากรณีของห้าประเทศในสมาคมประชาชาติแห่งเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ กำหนดให้อุปสงค์การถือเงินขึ้นอยู่กับปัจจัย 5 ประการ ได้แก่ รายได้ที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยในประเทศ อัตราแลกเปลี่ยน อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ และอัตราเงินเฟ้อและ Narayan and Narayan (2008) ได้ศึกษากรณีของประเทศฟิลิปปินส์ และในแบบจำลองกำหนดให้ M1 ขึ้นอยู่กับรายได้ที่แท้จริง และอัตราดอกเบี้ยในประเทศ

โดยอาศัยแนวคิดทฤษฎีอุปสงค์การถือเงินของเคนส์และวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินการวิจัยครั้งนี้จึงเลือกกำหนดตัวแปรอธิบาย (explained variable) ไว้ 3 ตัวแปร คือ รายได้ที่แท้จริง อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง และอัตราเงินเฟ้อ โดยผู้วิจัยมีความเห็นว่า ตัวแปรอธิบายทั้งสามตัวแปรนี้น่าจะเหมาะสมกับชุดข้อมูลของช่วงเวลาที่ศึกษา คือ ไตรมาสที่ 1 ค.ศ. 2001 ถึง ไตรมาสที่ 2 ค.ศ. 2017 ที่มีการปรับปรุงวิธีการคำนวณน้ำหนักของดัชนีราคาผู้บริโภคใหม่และปรับปีฐานใหม่เป็นปี ค.ศ. 2015 ผลจากการวิจัยจะทำให้ทราบว่า ตัวแปรในสมการอุปสงค์การถือเงินมีความสัมพันธ์กันในระยะยาวหรือไม่ และพฤติกรรมการถือเงินมีลักษณะที่มีเสถียรภาพหรือไม่ ซึ่งจะเป็นประโยชน์สำหรับการนำไปใช้ประยุกต์เพื่อกำหนดนโยบายทางการเงินได้ ดังนั้น แบบจำลอง ARDL-ECM เพื่อการวิจัยของอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (M1) และในความหมายกว้าง (M2) จึงเป็นดังต่อไปนี้

แบบจำลองอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (M1)

$$\begin{aligned} \Delta LRM1_t = & c_0 + c_1 t + a_1 LRM1_{t-1} + a_2 LRGDP_{t-1} + a_3 RI_{t-1} + a_4 IR_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta LRM1_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta RI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} \Delta IR_{t-i} \\ & + u_t \end{aligned}$$

แบบจำลองอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (M2)

$$\begin{aligned} \Delta LRM2_t = & c_0 + c_1 t + a_1 LRM2_{t-1} + a_2 LRGDP_{t-1} + a_3 RI_{t-1} + a_4 IR_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta LRM2_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta RI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} \Delta IR_{t-i} \\ & + u_t \end{aligned}$$

โดยที่ $LRM1$ = Natural logarithm ของปริมาณเงินที่แท้จริงในความหมายแคบ (M1) (ล้านบาท)

$LRM2$ = Natural logarithm ของปริมาณเงินที่แท้จริงในความหมายกว้าง (M2) (ล้านบาท)

$LRGDP$ = Natural logarithm ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริง (ล้านบาท)

RI = อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rate) (อัตราร้อยละ)

IR = อัตราเงินเฟ้อ (inflation rate) (อัตราร้อยละ)

โดยอาศัยแนวคิดทฤษฎีอุปสงค์ของการถือเงินของเคนส์ (Keynesian theory of money demand) เราสามารถกำหนดสมมติฐานเชิงทฤษฎีของความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณอุปสงค์การถือเงินกับตัวแปรอธิบายในแบบจำลองได้ดังต่อไปนี้ (1) ปริมาณอุปสงค์การถือเงินที่แท้จริงมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับรายได้ที่แท้จริง กล่าวคือ เมื่อประชาชนมีรายได้ที่แท้จริงมากขึ้นและมีความมั่งคั่งมากขึ้น จะเพิ่มปริมาณการถือเงินไว้ใช้จ่ายใช้สอยเพื่อซื้อสินค้าและบริการ และเพื่อใช้จ่ายยามฉุกเฉิน (2) ปริมาณอุปสงค์การถือเงินที่แท้จริงมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง เพราะว่า เมื่ออัตราดอกเบี้ยสูงขึ้นจะทำให้ต้นทุนค่าเสียโอกาส (opportunity cost) ของการถือเงินไว้มีมากขึ้น ประชาชนจึงลดปริมาณเงินที่ถือไว้และไปถือสินทรัพย์ในรูปแบบอื่นแทน เช่น หุ้น (stocks) เป็นต้น (3) ปริมาณอุปสงค์การถือเงินมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราเงินเฟ้อ เพราะว่า สภาวะเงินเฟ้อทำให้มูลค่าที่แท้จริงของเงินตราลดลง ทำให้ประชาชนต้องเพิ่มปริมาณเงินที่อยู่ในรูปหน่วยนับ (nominal money) มากขึ้น เพื่อรักษาปริมาณเงินที่แท้จริง (real balance) ไว้

จากแบบจำลอง ARDL-ECM ที่กำหนดขึ้นนั้น เห็นได้ว่าจำเป็นต้องหาจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสม (optimal lags) ของตัวแปรเพื่อไม่ให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ในตัวเองของตัวแปรคลาดเคลื่อน (serial correlation of the residuals) ในที่นี้เลือกใช้ Schwarz information criterion (SIC) เพราะว่า โดยทั่วไปแล้วเกณฑ์นี้จะให้จำนวนความล่าช้า (the number of lags) น้อยที่สุดซึ่งเหมาะสมกับกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก (small sample size) เมื่อได้แบบจำลองที่มีจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมแล้ว จึงทดสอบคุณสมบัติอื่นของแบบจำลองต่อไป เพราะว่า แบบจำลองที่ดีที่จะใช้ในการพยากรณ์ต้องไม่มีปัญหาการกระจายตัวของตัวคลาดเคลื่อนที่ไม่เป็นปกติ (no problem of non-normal distribution of the residuals) ต้องไม่มีปัญหาความสัมพันธ์ในตัวของตัวคลาดเคลื่อน (no problem of serial correlation of the residuals) ต้องไม่มีปัญหาความแปรปรวนของตัวคลาดเคลื่อนไม่คงที่ (no problem of heteroskedasticity of the residuals) ต้องไม่มีปัญหาการกำหนดแบบจำลองอย่างผิดพลาด (no problem of specification error of the model) และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในแบบจำลองต้องมีเสถียรภาพ (stability of coefficients)

ผลการวิจัย

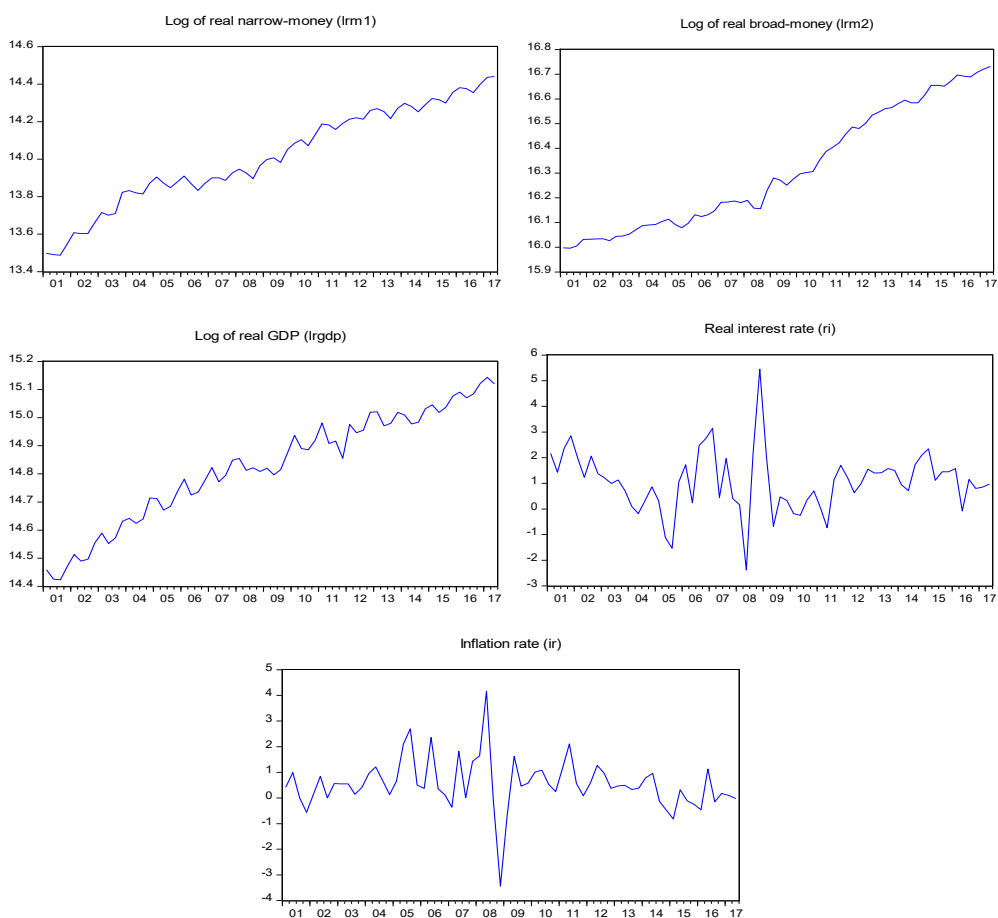
การวิจัยนี้ใช้ข้อมูลรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปีค.ศ. 2001 ถึง ไตรมาสที่ 2 ปีค.ศ. 2017 รวมทั้งหมดเท่ากับ 66 ไตรมาส โดยที่มูลค่าที่แท้จริงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (real GDP -- RGDP) คำนวณโดยใช้มูลค่าปัจจุบันของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (current GDP) ที่ได้จากสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ หาดด้วยดัชนีราคาผู้บริโภค (consumer price index -- CPI) ที่มีปี ค.ศ. 2015 เป็นปีฐาน โดยที่ดัชนีราคาผู้บริโภคนั้นได้มากจากกระทรวงพาณิชย์ อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (real interest rate -- RI) คำนวณโดยใช้อัตราดอกเบี้ยเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักของธนาคารพาณิชย์ที่จดทะเบียนในประเทศไทย (ได้ข้อมูลมาจากธนาคารแห่งประเทศไทย) แล้วลบด้วยอัตราเงินเฟ้อ อัตราเงินเฟ้อ (inflation rate -- IR) คือ อัตราร้อยละของการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาผู้บริโภคในไตรมาสปัจจุบันเมื่อเทียบกับไตรมาสก่อนหน้านั้น เมื่อนำข้อมูลในรูปของ natural logarithm ของปริมาณอุปสงค์การถือเงินที่แท้จริงในความหมายแคบ (LRM1) ของปริมาณอุปสงค์การถือเงินที่แท้จริงในความหมายกว้าง (LRM2) และของมูลค่าที่แท้จริงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (LRGDP) มาเขียนกราฟ ได้ดังในภาพที่ 1 และเมื่อนำข้อมูลในรูปร้อยละของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (RI) และของอัตราเงินเฟ้อ (IR) มาเขียนได้ดังในภาพที่ 1

จากภาพที่ 1 สังเกตเห็นได้ว่า มีอยู่สามตัวแปรที่มีการเคลื่อนไหวแบบมีแนวโน้ม (movement with trend) คือ natural logarithm of narrow-money (LRM1), natural logarithm of broad-money (LRM2) และ natural logarithm of real GDP (LRGDP) และมีอยู่สองตัวแปรที่มีการเคลื่อนไหวแบบไม่มีแนวโน้ม (movement without trend) คือ real interest rate (RI) และ inflation rate (IR) ตัวแปรเหล่านี้มีลักษณะนิ่ง (stationary or integrated) หรือไม่ต้องพิจารณาจากผลของการทดสอบ unit root ของแต่ละตัวแปร

การทดสอบ Unit Root

การทดสอบ unit root ของตัวแปรทั้งห้าตัวที่ใช้ในแบบจำลองใช้วิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF test) ซึ่งเป็นวิธีหนึ่งที่ใช้กันแพร่หลายโดยทั่วไปและในการทดสอบได้เลือกจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสม (optimal lags) ด้วย Schwarz information criterion (SIC) ได้ผลการคำนวณดังที่ปรากฏในตารางที่ 1

ภาพที่ 1: กราฟของตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง



ที่มา: ปริมาณเงินและอัตราดอกเบี้ยได้จากธนาคารแห่งประเทศไทย, GDP ได้มาจากสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ, CPI ได้มาจากกระทรวงพาณิชย์

ตารางที่ 1: ผลการทดสอบ unit root ด้วย ADF test

Variables	Level		First Difference	
	Intercept	Intercept and trend	Intercept	Intercept and trend
LRM1	-0.712758 [4] (0.8354)	-5.071951 [8] (0.0006)*	-2.370054 [3] (0.1544)	-2.247921 [3] (0.4551)
LRM2	1.319287 [2] (0.9985)	-1.784109 [2] (0.7007)	-8.683447 [1] (0.0000)*	-8.990411 [1] (0.0000)*
LRGDP	-1.599635 [4] (0.4767)	-2.781785 [4] (0.2095)	-4.146467 [3] (0.0017)*	-4.300703 [3] (0.0059)*
RI	-5.600132 [1] (0.0000)*	-5.553911 [1] (0.0001)*	-8.358174 [2] (0.0000)*	-8.319436 [2] (0.0000)*
IR	-6.819539 [1] (0.0000)*	-6.975822 [1] (0.0000)*	-9.711474 [2] (0.0000)*	-9.668413 [2] (0.0000)*

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ 1.* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01

2. ตัวเลขในวงเล็บใหญ่คือ the optimal lag length ที่เลือกโดยใช้ SIC.

3. ตัวเลขในวงเล็บเล็ก คือ MacKinnon (1996) one-sided p-values.

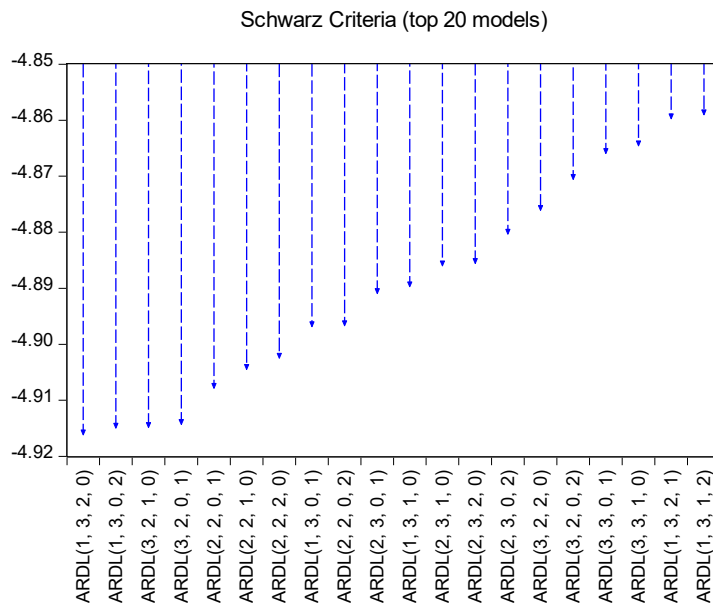
ผลการทดสอบ unit root ด้วย ADF test ในตารางที่ 1 แสดงให้ทราบว่าตัวแปร natural logarithm of narrow-money (LRM1) มีลักษณะนิ่งที่ระดับข้อมูลเดิม (stationary at level หรือ integrated at level) หรือ I(0) ตัวแปร natural logarithm of broad-money (LRM2) มีลักษณะนิ่งที่ระดับผลต่างของข้อมูลหนึ่งระดับ (stationary at first-order of difference หรือ integrated at first-order of difference) หรือ I(1) ตัวแปร natural logarithm of real GDP (LRGDP) มีลักษณะนิ่งที่ระดับผลต่างของข้อมูลหนึ่งระดับ (stationary at first-order of difference หรือ integrated at first-order of difference) หรือ I(1) ตัวแปร real interest rate (RI) และ ตัวแปร inflation rate (IR) มีลักษณะนิ่งในทั้งสองกรณี คือ ที่ระดับข้อมูลเดิม I(0) และที่ระดับผลต่างของข้อมูลหนึ่งระดับ I(1) จากผลการทดสอบ unit root นี้ แสดงให้เห็นว่า ตัวแปรแต่ละตัวมีลักษณะนิ่งที่ระดับของข้อมูลต่างกัน (different order of integration) และไม่สามารถใช้วิธีการของ Johansen ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาว (cointegration) ของตัวแปรในแบบจำลองได้ ฉะนั้น วิธีการที่เหมาะสมสำหรับการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปร (cointegration test) คือ autoregressive distributed lag (ARDL) with bounds test ที่เสนอไว้โดย Pesaran, Shin and Smith (2001) และ Narayan (2004)

ผลคำนวณแบบจำลองอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (M1)

ในการคำนวณเพื่อหาแบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับพฤติกรรมการถือเงินในความหมายแคบ ได้ทดลองทำกรณีต่าง ๆ ที่เสนอไว้โดย Pesaran, Shin and Smith (2001) และในที่สุดพบว่า แบบจำลองที่เหมาะสม คือ แบบจำลองที่ไม่มี intercept term และไม่มี trend term ดังภาพที่ 2 และตารางที่ 2 ดังต่อไปนี้

ภาพที่ 2 เป็นภาพที่แสดงให้เห็นว่า หลังจากได้คำนวณจำนวน 500 ครั้ง พบว่าแบบจำลองที่ดีที่สุด 20 แบบจำลองเป็นดังในภาพที่ 2 และจากการพิจารณาโดยใช้ Schwarz Information Criterion (SIC) ที่มีค่าต่ำสุด พบว่า แบบจำลอง ARDL(1, 3, 2, 0) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมมากที่สุดของ LRM1

ภาพที่2: แบบจำลอง ARDL(1, 3, 2, 0) ที่เหมาะสมของLRM1ที่เลือกโดยใช้เกณฑ์ SIC



ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อวิเคราะห์ผลการคำนวณในตารางที่ 2 พบว่า แบบจำลองนี้สามารถอธิบายพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบได้ร้อยละ 99.59 (เพราะว่า $R^2 = 0.995909$) และเมื่อพิจารณาค่า p-value ของ t-statistic พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ LR GDP, RI และ IR มีค่าแตกต่างจากศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

ตารางที่ 2: ผลคำนวณแบบจำลอง autoregressive distributed lag model ของอุปสงค์การถือเงินใน
ความหมายแคบ (LRM1): ARDL(1,3, 2, 0)

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	p-value
LRM1(-1)	0.912219	0.029413	31.01438	0.0000
LRGDP	0.380134	0.064966	5.851243	0.0000
LRGDP(-1)	-0.013697	0.080492	-0.170169	0.8655
LRGDP(-2)	-0.505270	0.079565	-6.350365	0.0000
LRGDP(-3)	0.224025	0.067772	3.305576	0.0017
RI	-0.015361	0.004646	-3.306023	0.0017
RI(-1)	0.008475	0.002359	3.592163	0.0007
RI(-2)	-0.004780	0.002121	-2.253769	0.0283
IR	-0.019357	0.005300	-3.651967	0.0006
R-squared	0.994320	Mean dependent var		14.03988
Adjusted R-squared	0.995303	S.D. dependent var		0.241054
S.E. of regression	0.016521	Schwarz criterion		-4.930686
Sum squared resid	0.014738			

ที่มา: จากการคำนวณ

เพราะฉะนั้น ในระยะสั้น จึงกล่าวได้ว่า เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่แท้จริง (LRGDP) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1) เพิ่มขึ้นเท่ากับ ร้อยละ 0.38 เมื่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (RI) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1) ลดลงร้อยละ 1.54 เมื่ออัตราเงินเฟ้อ (IR) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบลดลงร้อยละ 1.94 มีข้อสังเกตในที่นี้ว่า ความสัมพันธ์ของปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบกับอัตราเงินเฟ้อหรือการเพิ่มขึ้นของระดับราคาสินค้าที่พบนี้ตรงกันข้ามกับสมมติฐานตามทฤษฎีอุปสงค์การถือเงินของเคนส์

เมื่อวิเคราะห์การกระจายของตัวคลาดเคลื่อน (analysis of residuals) ที่ได้จากการสมการ ARDL(1, 3, 2, 0) ของสมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ พบว่าไม่มีปัญหาการกระจายตัวที่ไม่ปกติ (no problem of non-normal distribution) ไม่มีปัญหาความสัมพันธ์ในตัว (no problem of serial correlation) ไม่มีปัญหาค่าความแปรปรวนไม่คงที่ (no problem of heteroskedasticity) และไม่พบความไม่ครบถ้วนของการกำหนดตัวแปรอิสระในแบบจำลอง (ดูจาก Ramsey RESET Test) เพราะว่า ค่า

p-value ของค่าสถิติแต่ละตัวที่ใช้ทดสอบมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งเห็นได้จากค่าสถิติในตารางที่ 3

ตารางที่ 3: ผลทดสอบการกระจายของตัวคลาดเคลื่อน (analysis of residuals) และความครบถ้วนของตัวแปรของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1): ARDL(1, 3, 2, 0)

สถิติที่ใช้ทดสอบ	ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ	p-value
Jarque-Bera normal distribution test	Jarque-Bera stat. = 4.1436	0.1259
Breusch-Godfrey LM serial correlation test	F-statistic (4,50) = 1.2015	0.3218
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test	F-statistic (9,53) = 1.1541	0.9741
Ramsey RESET Test	t-statistic (df.=53) = 0.6741	0.5032

ที่มา: จากการคำนวณ

การทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ในระยะยาวหรือไม่ (cointegration test) พิจารณาได้จากผลของ Bounds test ดังในตารางที่ 4

ตารางที่ 4: ผลการทดสอบ Bounds Test ของอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1): ARDL(1, 3, 2, 0)

	Test Statistic		Critical Value Bounds*		
	Value	k	Significance	I(0) Bound	I(1) Bound
F-Statistic	7.171359	3	10%	2.01	3.1
			5%	2.45	3.63
			2.5%	2.87	4.16
			1%	3.42	4.84

* From Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบพบว่า สมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1): ARDL(1, 3, 2, 0) มีความสัมพันธ์ระยะยาว (cointegration equation) เพราะว่า ค่า F-statistic ที่ใช้ทดสอบมีค่ามากกว่าค่า critical value ของ upper bound ที่ระดับนัยสำคัญ .01 และมีสมการของความสัมพันธ์ในระยะสั้นและในระยะยาว ดังที่นำเสนอไว้ในตารางที่ 5 และที่ 6 ตามลำดับ

เมื่อพิจารณาผลในตารางที่ 6 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ LR GDP แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ เพราะว่า ค่า p-value ของ t-Statistic มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงแปลความหมายได้ว่า

เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะมีผลในระยะยาวทำให้อุปสงค์การถือเงินใน ความหมายแคบเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.97 เมื่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะมีผลในระยะยาวทำให้ อุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบลดลงร้อยละ 13.29 และเมื่ออัตราเงินเฟ้อ (IR) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะมีผล ในระยะยาว ทำให้อุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบลดลงร้อยละ 22.05

ตารางที่ 5: ผลคำนวณสมการระยะสั้นของอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1)

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	p-value
Δ LRGDP	0.380134	0.061421	6.188999	0.0000
Δ LRGDP(-1)	0.281244	0.060823	4.623945	0.0000
Δ LRGDP(-2)	-0.224025	0.061233	-3.658574	0.0006
Δ RI	-0.015361	0.003228	-4.758948	0.0000
Δ RI(-1)	0.004780	0.001764	2.710242	0.0090
CointEq(-1)	-0.087781	0.015952	-5.502642	0.0000

Cointeq = LRM1- (0.9705*LOG(RGDP) -0.1329*RI -0.2205*IR)

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 6: ผลคำนวณสมการระยะยาวของอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1)

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	p-value
LRGDP	0.970515	0.007786	124.6560	0.0000
RI	-0.132904	0.051916	-2.559981	0.0133
IR	-0.220516	0.071816	-3.070569	0.0033

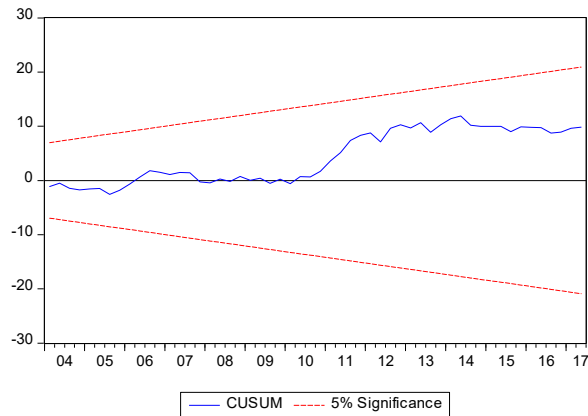
ที่มา: จากการคำนวณ

สำหรับการพิจารณาการปรับตัวในระยะสั้นไปสู่ดุลยภาพในระยะยาว สามารถพิจารณาได้จากค่า สัมประสิทธิ์ของ CointEq(-1) ในตารางที่ 5 ซึ่งเห็นได้ว่ามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงแสดง ให้เห็นว่า ในแต่ละไตรมาสมีการปรับตัวได้เท่ากับร้อยละ 8.78 เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว

การทดสอบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบที่คำนวณได้นั้น มี เสถียรภาพหรือไม่ เราดูได้จากผลการคำนวณค่า CUSUM และค่า CUSUM Squares ดังในภาพที่ 3 และภาพ ที่ 4 จากภาพที่ 3 เห็นได้ว่า เส้นกราฟของ CUSUM อยู่ในขอบเขตของความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงแสดงว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของสมการ ARDL(1, 3, 2, 0) มีเสถียรภาพ นอกจากนี้ยังพบในภาพที่ 4 ว่า เส้นกราฟของ CUSUM Squares อยู่ในขอบเขตของความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงแสดงว่า ค่าความแปรปรวนของค่าความคาด

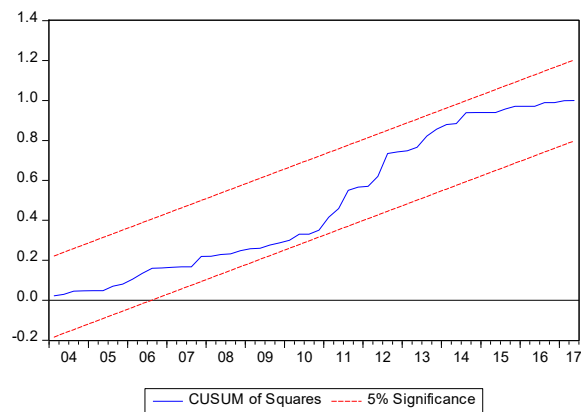
เคลื่อน (residuals) ของสมการ ARDL(1, 3, 2, 0) มีเสถียรภาพ ฉะนั้น จากการพิจารณาผลของ CUSUM และค่า CUSUM Squares ที่อยู่ในขอบของเส้นความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงสรุปได้ว่า สมการพฤติกรรมการถือเงินในความหมายแคบเป็นสมการที่มีเสถียรภาพ

ภาพที่ 3: ค่า CUSUM ของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (RM1): ARDL(1, 3, 2, 0)



ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 4: ค่า CUSUM Squares ของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (RM1): ARDL(1, 3, 2, 0)



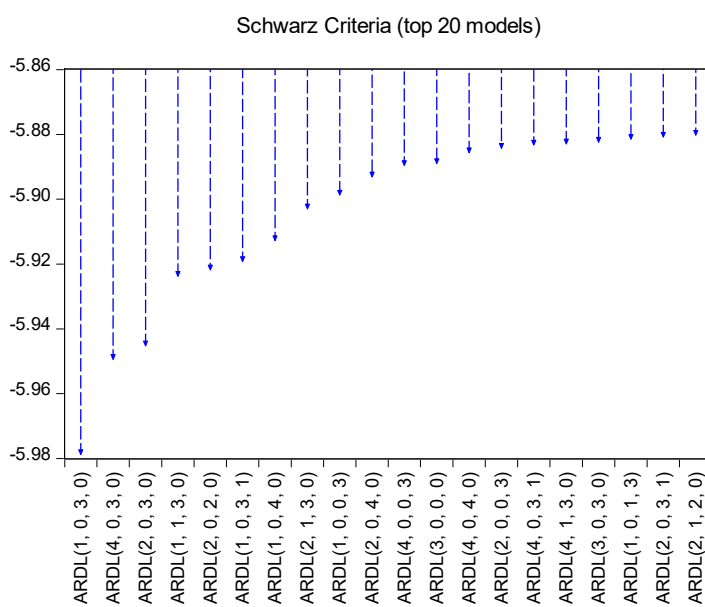
ที่มา: จากการคำนวณ

ผลคำนวณแบบจำลองอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (M2)

ในการคำนวณเพื่อหาแบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับกรณีพฤติกรรมการถือเงินในความหมายกว้าง ได้ทดลองทำกรณีต่าง ๆ ที่เสนอไว้โดย Pesaran, Shin and Smith (2001) และในที่สุดพบว่า แบบจำลองที่เหมาะสม คือ แบบจำลองที่ไม่มี intercept term และไม่มี trend term ดังภาพที่ 5 และตารางที่ 7 ดังนี้

ภาพที่ 5 เป็นภาพที่แสดงให้เห็นว่า หลังจากได้คำนวณจำนวน 500 ครั้ง พบว่าแบบจำลองที่ดีที่สุด 20 แบบจำลองเป็นดังในภาพที่ 5 และจากการพิจารณาโดยใช้ Schwarz Information Criterion (SIC) พบว่าแบบจำลอง ARDL(1, 0, 3, 0) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมมากที่สุดของ LRM2

ภาพที่ 5: แบบจำลอง ARDL(1, 0, 3, 0) ที่เหมาะสมของ RM2 ที่เลือกโดยใช้เกณฑ์ SIC



ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 7: ผลคำนวณแบบจำลอง autoregressive distributed lag model
ของอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (RM2): ARDL(1, 0, 3, 0)

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	p-value
LRM2(-1)	0.960944	0.017595	54.61367	0.0000
LRGDP	0.044484	0.019361	2.297685	0.0253
RI	-0.001370	0.002648	-0.517560	0.6068
RI(-1)	0.004236	0.001413	2.999180	0.0040
RI(-2)	-0.003209	0.001453	-2.208181	0.0313
RI(-3)	-0.004416	0.001278	-3.456195	0.0011
IR	-0.011746	0.003062	-3.836629	0.0003
R-squared	0.998315	Mean dependent var		16.32766
Adjusted R-squared	0.998135	S.D. dependent var		0.236904
S.E. of regression	0.010231	Schwarz criterion		-5.984206
Sum squared resid	0.005862			

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อวิเคราะห์ผลการคำนวณในตารางที่ 7 พบว่า แบบจำลองนี้สามารถอธิบายพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้างได้ร้อยละ 99.83 (เพราะว่า $R^2 = 0.998315$) และเมื่อพิจารณาค่า p-value ของ t-statistic พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ LRGDP และ IR มีค่าแตกต่างจากศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เพราะฉะนั้น ในระยะสั้น จึงกล่าวได้ว่า เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่แท้จริง (LRGDP) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (LRM2) เพิ่มขึ้นเท่ากับร้อยละ 0.04 เมื่ออัตราเงินเฟ้อ (IR) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้างลดลงเท่ากับร้อยละ 1.17 สำหรับค่าสัมประสิทธิ์ของ RI มีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เพราะฉะนั้น ในระยะสั้น จึงกล่าวได้ว่า อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (RI) ไม่มีผลต่อปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (LRM2) และไม่เป็นที่ไปตามสมมติฐานทฤษฎีอุปสงค์การถือเงินของเคนส์

เมื่อวิเคราะห์การกระจายของตัวคลาดเคลื่อน (analysis of residuals) ที่ได้จากการสมการ ARDL(1, 0, 3, 0) ของสมการพฤติกรรมอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง พบว่าไม่มีปัญหาความสัมพันธ์ในตัว (no problem of serial correlation) ไม่มีปัญหาความแปรปรวนไม่คงที่ (no problem of heteroskedasticity) ไม่มีปัญหาการกระจายตัวที่ไม่ปกติ (no problem of non-normal distribution) และไม่พบความไม่ครบถ้วนของการกำหนดตัวแปรอิสระในแบบจำลอง (ดูจาก Ramsey RESET Test) เพราะค่า p-value ของค่าสถิติแต่ละตัวที่ใช้ทดสอบมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งเห็นได้จากค่าสถิติในตารางที่ 8

ตารางที่ 8: ผลทดสอบการกระจายของตัวคลาดเคลื่อน (analysis of residuals) และความครบถ้วนของตัวแปรของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (LRM2): ARDL(1, 0, 3, 0)

สถิติที่ใช้ทดสอบ	ค่าสถิติที่ใช้ทดสอบ	p-value
Jarque-Bera normal distribution test	Jarque-Bera stat. = 1.3661	0.5051
Breusch-Godfrey LM serial correlation test	F-statistic(4,52) = 1.4013	0.2465
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test	F-statistic(7,55) = 0.8274	0.5690
Ramsey RESET Test	t-statistic(df.=55) = 1.5145	0.1356

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 9: ผลการทดสอบ Bounds Test ของอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (RM2): ARDL(1, 0, 3, 0)

	Test Statistic		Critical Value Bounds*		
	Value	k	Significance	I(0) Bound	I(1) Bound
F-Statistic	25.42226	3	10%	2.01	3.1
			5%	2.45	3.63
			2.5%	2.87	4.16
			1%	3.42	4.84

* From Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001).

ที่มา: จากการคำนวณ

การทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ในระยะยาวหรือไม่ (cointegration test) พิจารณาได้จากผลของ Bounds test ดังในตารางที่ 9 ผลการทดสอบพบว่า สมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (LRM2) คือ ARDL(1, 0, 3, 0) มีความสัมพันธ์ในระยะยาว (cointegration equation) เพราะว่า ค่า F-statistic ที่ใช้ทดสอบมีค่ามากกว่าค่า critical value ของ upper bound ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และมีสมการของความสัมพันธ์ในระยะสั้นและในระยะยาวดังที่นำเสนอไว้ในตารางที่ 10 และที่ 11 ตามลำดับ

ตารางที่ 10: ผลคำนวณสมการระยะสั้นของอุปสงค์การเงินในความหมายกว้าง (LRM2)

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	p-value
ΔRI	-0.001370	0.001344	-1.019584	0.3123
$\Delta RI(-1)$	0.007625	0.001024	7.446620	0.0000
$\Delta RI(-2)$	0.004416	0.001081	4.084869	0.0001
CointEq(-1)	-0.039056	0.003773	-10.35068	0.0000

$$\text{Cointeq} = \text{LRM2} - (1.1390 \cdot \text{LOG}(\text{RGDP}) - 0.1219 \cdot \text{RI} - 0.3007 \cdot \text{IR})$$

ที่มา: จากการคำนวณ

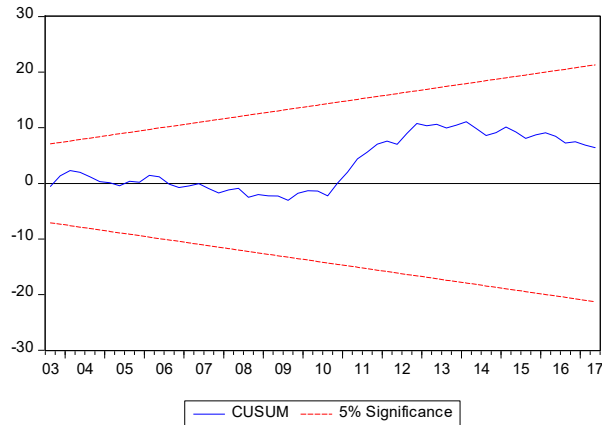
ตารางที่ 11: ผลคำนวณสมการระยะยาวของอุปสงค์การเงินในความหมายกว้าง (LRM2)

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	p-value
LRGDP	1.138984	0.018919	60.20168	0.0000
RI	-0.121851	0.090993	-1.339119	0.1859
IR	-0.300742	0.133517	-2.252458	0.0282

ที่มา: จากการคำนวณ

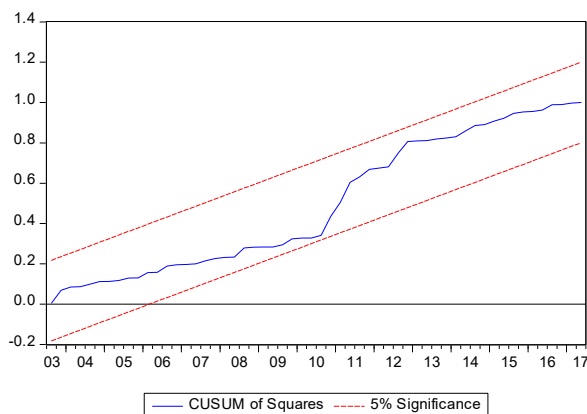
เมื่อพิจารณาผลในตารางที่ 11 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ LRGDP และ IR แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ เพราะว่า ค่า p-value ของ t-Statistic มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05 จึงแปลความหมายได้ว่า เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะมีผลในระยะยาวทำให้อุปสงค์การเงินในความหมายกว้างเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.14 เมื่อมีการเพิ่มขึ้นของอัตราเงินเฟ้อร้อยละ 1 จะมีผลในระยะยาวทำให้อุปสงค์การเงินในความหมายกว้างลดลงเท่ากับร้อยละ 30.07 ส่วน RI มีทิศทางของเครื่องหมายถูกต้องตามสมมติฐานอุปสงค์การเงินของเคนส์ แต่ไม่มีนัยสำคัญในเชิงสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 สำหรับการพิจารณาการปรับตัวในระยะสั้นไปสู่ดุลยภาพในระยะยาว สามารถพิจารณาได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ CointEq(-1) ในตารางที่ 10 ซึ่งเห็นได้ว่ามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงแสดงให้เห็นว่า ในแต่ละไตรมาสมีการปรับตัวได้เท่ากับร้อยละ 3.91 เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว

ภาพที่ 6: ค่า CUSUM ของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (RM2): ARDL(1, 0, 3, 0)



ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 7: ค่า CUSUM Squares ของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (RM2): ARDL(1, 0, 3, 0)



ที่มา: จากการคำนวณ

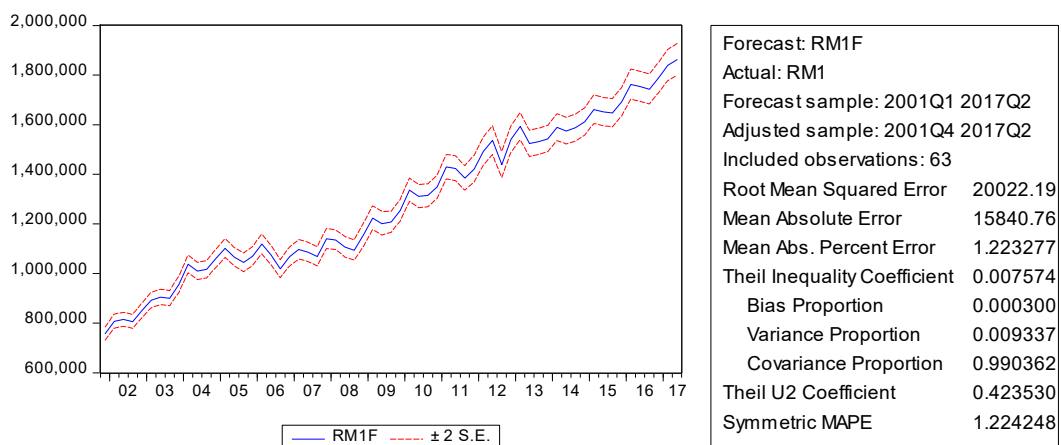
การทดสอบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้างที่คำนวณได้นั้น มีเสถียรภาพหรือไม่ เราดูได้จากผลการคำนวณค่า CUSUM และค่า CUSUM Squares ดังในภาพที่ 6 และภาพที่ 7 จากภาพที่ 6 เห็นได้ว่า เส้นกราฟของ CUSUM อยู่ในขอบเขตของความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงแสดงว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของสมการ ARDL(1, 0, 3, 0) มีเสถียรภาพ นอกจากนี้ยังพบในภาพที่ 7 ว่า เส้นกราฟของ CUSUM Squares อยู่ในขอบเขตของความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงแสดงว่า ค่าความแปรปรวนของค่าความคาดเคลื่อน (residuals) ของสมการ ARDL(1, 0, 3, 0) มีเสถียรภาพ ฉะนั้น จากการพิจารณาผลของ CUSUM

และค่า CUSUM Squares ที่อยู่ในขอบของเส้นความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงสรุปได้ว่า สมการพฤติกรรมการเงินในความหมายกว้างเป็นสมการที่มีเสถียรภาพ

ผลการพยากรณ์อุปสงค์การเงิน (2017q3 - 2020q4)

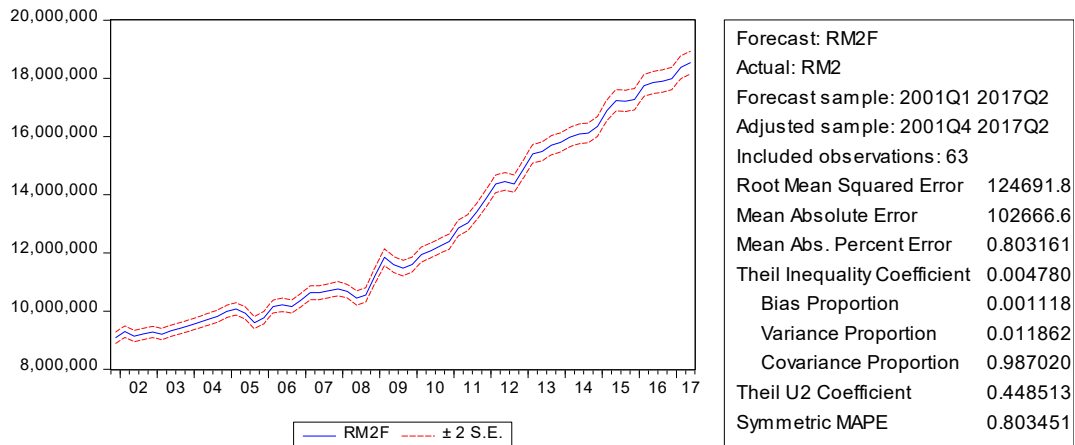
เนื่องจากเราได้พิจารณาไว้แล้วในตอนต้นว่า แบบจำลอง ARDL(1, 3, 2, 0) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมมากที่สุดสำหรับสมการพฤติกรรมการเงินในความหมายแคบ (LRM1) และแบบจำลอง ARDL(1, 0, 3, 0) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมมากที่สุดสำหรับสมการพฤติกรรมการเงินในความหมายกว้าง (LRM2) นอกจากนี้ยังได้พิจารณาพบว่า แบบจำลองทั้งสองนั้น ไม่มีความผิดพลาดในการกำหนดตัวแปรอิสระในแบบจำลอง (ดูได้จาก RESET test) ไม่มีปัญหาในเรื่องการกระจายของตัวคลาดเคลื่อน (ดูได้จาก residuals test) และไม่มีปัญหาในเรื่องเสถียรภาพของค่าสัมประสิทธิ์ ฉะนั้น ในเบื้องต้น เราสามารถระบุได้ว่าแบบจำลองทั้งสองนั้นมีความเหมาะสมเพื่อการพยากรณ์ อย่างไรก็ตาม เพื่อให้เกิดความมั่นใจมากขึ้นว่าแบบจำลองมีความเหมาะสมจริง จึงได้ใช้แบบจำลองทั้งสองนั้นพยากรณ์ข้อมูลที่เกิดขึ้นจริงแล้วในอดีต (historical forecast) และพบว่าสามารถพยากรณ์ได้ดี เพราะว่า ค่า Theil Inequality Coefficient มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ ดังในภาพที่ 8 และภาพที่ 9

ภาพที่ 8: Historical forecastของสมการอุปสงค์การเงินในความหมายแคบ (RM1): ARDL(1,3,2,0)



ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 9: Historical forecast ของสมการอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (RM2):
ARDL(1, 0, 3, 0)

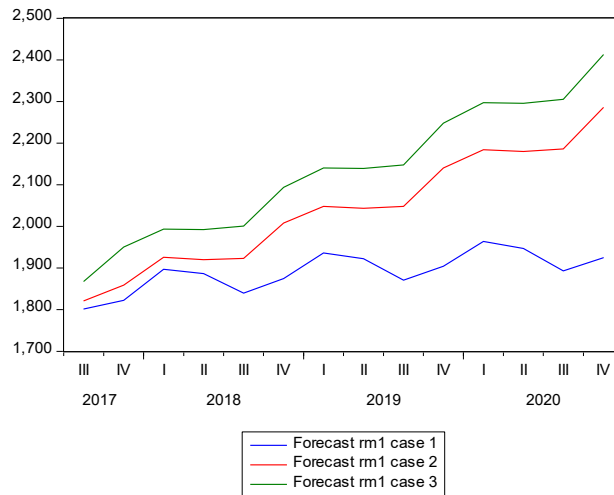


ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อพิจารณาพบว่า แบบจำลอง ARDL(1, 3, 2, 0) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมมากที่สุดสำหรับสมการพฤติกรรมเงินในความหมายแคบ (RM1) และแบบจำลอง ARDL(1, 0, 3, 0) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมมากที่สุด สำหรับสมการพฤติกรรมเงินในความหมายกว้าง (RM2) และสามารถใช้พยากรณ์ข้อมูลที่เกิดขึ้นจริงแล้วในอดีตได้ดี จึงใช้แบบจำลองทั้งสองนี้พยากรณ์ปริมาณอุปสงค์การถือเงินทั้งในความหมายแคบและในความหมายกว้าง ตั้งแต่ไตรมาสที่ 3 ปี ค.ศ. 2017 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี ค.ศ. 2020 รวมเป็นเวลา 14 ไตรมาสในการพยากรณ์นั้นมีข้อสมมติเป็น 3 กรณี คือ กรณีที่ 1 กำหนดให้ตัวแปรอิสระมีค่าเท่ากับค่าเฉลี่ยย้อนหลังไป 8 ไตรมาส กรณีที่ 2 กำหนดให้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.5 ต่อไตรมาส โดยที่ตัวแปรอิสระอื่นมีค่าเท่ากับกรณีที่ 1 กรณีที่ 3 กำหนดให้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.75 ต่อไตรมาสโดยที่ตัวแปรอิสระอื่นมีค่าเท่ากับกรณีที่ 1 ได้ผลการคำนวณดังในภาพที่ 10 และภาพที่ 11 และ ตารางที่ 12

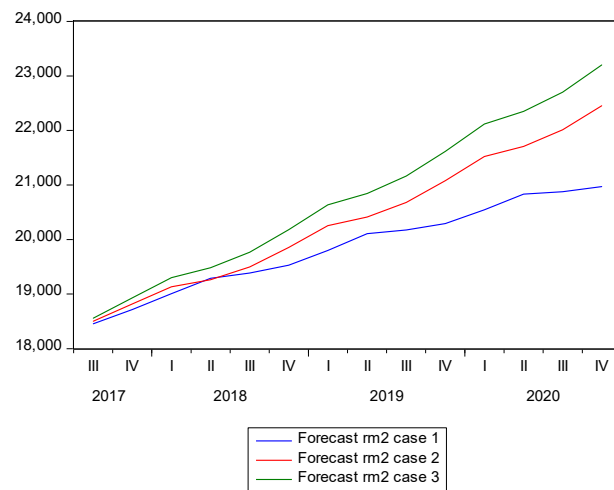
จากตารางที่ 13 เห็นได้ว่า ผลการพยากรณ์ ปี ค.ศ. 2018 ถึง ปี ค.ศ. 2020กรณีที่ 1 (ที่กำหนดให้ตัวแปรอิสระทุกตัวมีค่าเท่ากับค่าเฉลี่ยของข้อมูลย้อนหลังไป 8 ไตรมาส) พบว่า ปริมาณอุปสงค์ของ RM1 และของ RM2 มีค่าเฉลี่ยปีละ 1,905.22 พันล้านบาทและ 19,830.83 พันล้านบาท ตามลำดับ กรณีที่ 2 (ที่กำหนด RGDP เพิ่มขึ้นไตรมาสละ 0.5% และให้ตัวแปรอิสระอื่นมีค่าเท่ากับกรณีที่ 1) พบว่า ปริมาณอุปสงค์ของ RM1 และของ RM2 มีค่าเฉลี่ยปีละ 2,074.46 พันล้านบาทและ 20,655.86 พันล้านบาท ตามลำดับ และกรณีที่ 3 (ที่กำหนด RGDP เพิ่มขึ้นไตรมาสละ 0.75% และให้ตัวแปรอิสระอื่นมีค่าเท่ากับกรณีที่ 1) พบว่า ปริมาณอุปสงค์ของ RM1 และของ RM2 มีค่าเฉลี่ยปีละ 2,172.35 พันล้านบาท และ 21,113.79 พันล้านบาท ตามลำดับ

ภาพที่ 10: ผลการพยากรณ์ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (RM1)
(ไตรมาสที่ 3 ปี ค.ศ. 2017 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี ค.ศ. 2020)



ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพที่ 11: ผลการพยากรณ์ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (RM2)
(ไตรมาสที่ 3 ปี ค.ศ. 2017 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี ค.ศ. 2020)



ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 12: ผลการพยากรณ์ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (RM1)
และในความหมายกว้าง (RM2) (ไตรมาสที่ 3 ปี ค.ศ. 2017 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี ค.ศ. 2020)
(หน่วย : พันล้านบาท)

Year/Quarter	เงินในความหมายแคบ (RM1)			เงินในความหมายกว้าง (RM2)		
	กรณีที่ 1	กรณีที่ 2	กรณีที่ 3	กรณีที่ 1	กรณีที่ 2	กรณีที่ 3
2017q3	1801.53	1821.28	1868.50	18456.29	18504.32	18559.82
2017q4	1822.31	1859.04	1950.50	18718.20	18820.92	18931.79
2018q1	1897.33	1926.12	1993.65	19006.77	19134.02	19300.04
2018q2	1886.95	1919.97	1992.68	19289.06	19262.79	19481.65
2018q3	1839.73	1923.17	2000.94	19386.82	19497.25	19769.19
2018q4	1875.01	2008.32	2094.26	19529.92	19855.73	20182.14
2019q1	1936.41	2048.36	2140.41	19799.71	20255.27	20636.86
2019q2	1922.37	2043.37	2139.21	20107.86	20411.85	20843.58
2019q3	1871.21	2048.20	2147.94	20176.97	20680.01	21163.46
2019q4	1904.25	2140.24	2247.97	20294.22	21079.56	21617.53
2020q1	1963.94	2184.17	2297.39	20543.74	21522.68	22116.39
2020q2	1947.29	2180.00	2295.98	20833.43	21707.43	22349.39
2020q3	1893.32	2186.19	2305.24	20876.12	22010.52	22703.56
2020q4	1924.76	2285.44	2412.49	20969.51	22453.32	23201.67

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 13: ค่าเฉลี่ยผลการพยากรณ์ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (RM1)
และในความหมายกว้าง (RM2) (ปี ค.ศ. 2018 - ปี ค.ศ. 2020)
(หน่วย : พันล้านบาท)

Year	เงินในความหมายแคบ (RM1)			เงินในความหมายกว้าง (RM2)		
	กรณีที่ 1	กรณีที่ 2	กรณีที่ 3	กรณีที่ 1	กรณีที่ 2	กรณีที่ 3
2018	1874.76	1944.39	2020.38	19303.14	19437.44	19683.26
2019	1908.56	2070.04	2168.88	20094.68	20606.67	21065.36
2020	1932.33	2208.95	2327.77	20094.68	21923.48	22592.75
ค่าเฉลี่ย	1905.22	2074.46	2172.35	19830.83	20655.86	21113.79

ที่มา: จากการคำนวณ

สรุปและอภิปรายผลการวิจัย

ความมีเสถียรภาพของอุปสงค์การถือเงินมีความสำคัญต่อความสัมฤทธิ์ผลของการดำเนินนโยบายการเงินของประเทศ เนื่องจากการมีเสถียรภาพของการถือเงินนำไปสู่การมีเสถียรภาพของตัวคูณทางการเงิน (money multiplier) และนำไปสู่ความสำเร็จของการคาดการณ์ของการดำเนินนโยบายการเงินที่มีต่อตัวแปรทางเศรษฐกิจมหภาค ดังนั้น งานวิจัยนี้จึงต้องการหาความจริงเชิงประจักษ์ของอุปสงค์การถือเงินของประเทศไทยอีกครั้งหนึ่งภายใต้ข้อมูลชุดใหม่ของประเทศไทยที่มีการปรับปรุงให้ทันสมัยมากยิ่งขึ้น โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ของปี ค.ศ. 2001 ถึง ไตรมาสที่ 4 ของปี ค.ศ. 2020 และใช้ปี ค.ศ. 2015 เป็นปีฐาน แบบจำลองที่ใช้ถูกกำหนดขึ้นโดยอาศัยทฤษฎีอุปสงค์การถือเงินของเคนส์และวรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง และคำนวณแบบจำลองด้วยวิธี ARDL-ECM Bound Testing Approach ที่เสนอไว้โดย Pesaran, Shin and Smith (2001)

ผลการวิจัยอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบชี้ให้เห็นว่า ในระยะสั้น เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่แท้จริง (LRGDP) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1) เพิ่มขึ้นเท่ากับร้อยละ 0.38 เมื่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (RI) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ (LRM1) ลดลงร้อยละ 1.54 เมื่ออัตราเงินเฟ้อ (IR) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบลดลงร้อยละ 1.94 และมีข้อสังเกตว่า ความสัมพันธ์ของปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบกับอัตราเงินเฟ้อหรือการเพิ่มขึ้นของระดับราคาสินค้าที่พบนี้ตรงกันข้ามกับสมมติฐานตามทฤษฎีอุปสงค์การถือเงินของเคนส์ ซึ่งการค้นพบในเรื่องความสัมพันธ์กันของตัวแปรในระยะสั้นนี้ตรงกันกับการค้นพบของ ประสาร บุญเสริม (2015) สำหรับกรณีในระยะยาว พบว่า เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะมีผลทำให้อุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.97 เมื่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะมีผลทำให้อุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบลดลงร้อยละ 13.29 และเมื่ออัตราเงินเฟ้อ (IR) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะมีผลในระยะยาวทำให้อุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบลดลงร้อยละ 22.05 และในแต่ละไตรมาสมีการปรับตัวได้เท่ากับร้อยละ 8.78 เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวซึ่งการค้นพบในเรื่องความสัมพันธ์กันของตัวแปรในระยะยาวนี้ตรงกันกับการค้นพบของ ประสาร บุญเสริม (2015) เช่นเดียวกัน

สำหรับผลการวิจัยอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้างชี้ให้เห็นว่า ในระยะสั้น เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่แท้จริง (LRGDP) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (LRM2) เพิ่มขึ้นเท่ากับร้อยละ 0.04 เมื่ออัตราเงินเฟ้อ (IR) เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้ปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้างลดลงเท่ากับร้อยละ 1.17 สำหรับค่าสัมประสิทธิ์ของ RI มีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เพราะฉะนั้น ในระยะสั้น จึงกล่าวได้ว่า อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (RI) ไม่มีผลต่อปริมาณอุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง (LRM2) และไม่เป็นไปตามสมมติฐานทฤษฎีอุปสงค์การถือเงินของเคนส์ ซึ่งการค้นพบในเรื่องความสัมพันธ์กันของตัวแปรในระยะสั้นนี้ตรงกันกับการค้นพบของ

ประสาร บุญเสริม (2015) สำหรับกรณีในระยะยาว พบว่า เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศที่แท้จริงเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะมีผลในระยะยาวทำให้อุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้างเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.14 เมื่อมีการเพิ่มขึ้นของอัตราเงินเฟ้อร้อยละ 1 จะมีผลทำให้อุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้างลดลงเท่ากับร้อยละ 30.07 ส่วน RI มีทิศทางของเครื่องหมายถูกต้องตามสมมติฐานอุปสงค์การถือเงินของเคนส์ แต่ไม่มีนัยสำคัญในเชิงสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 สำหรับการพิจารณาการปรับตัวในระยะสั้นไปสู่ดุลยภาพในระยะยาว พบว่าในแต่ละไตรมาสมีการปรับตัวได้เท่ากับร้อยละ 3.91 เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวซึ่งการค้นพบในเรื่องความสัมพันธ์กันของตัวแปรในระยะยาวนี้ตรงกันกับการค้นพบของ ประสาร บุญเสริม (2015) เช่นเดียวกัน

สำหรับผลการพยากรณ์อุปสงค์การถือเงินในปี ค.ศ. 2018 ถึง ปี ค.ศ. 2020 พบว่าในกรณีที่ 1 (ที่กำหนดให้ตัวแปรอิสระทุกตัวมีค่าเท่ากับค่าเฉลี่ยของข้อมูลย้อนหลังไป 8 ไตรมาส) ปริมาณอุปสงค์ของการถือเงินในความหมายแคบ (RM1) และปริมาณอุปสงค์ของการถือเงินในความหมายกว้าง (RM2) มีค่าเฉลี่ยปีละ 1,905.22 พันล้านบาทและ 19,830.83 พันล้านบาท ตามลำดับ กรณีที่ 2 (ที่กำหนด RGDP เพิ่มขึ้นไตรมาสละ 0.5% และให้ตัวแปรอิสระอื่นมีค่าเท่ากับกรณีที่ 1) พบว่า ปริมาณอุปสงค์ของการถือเงินในความหมายแคบ (RM1) และปริมาณอุปสงค์ของการถือเงินในความหมายกว้าง (RM2) มีค่าเฉลี่ยปีละ 2,074.46 พันล้านบาทและ 20,655.86 พันล้านบาท ตามลำดับ และกรณีที่ 3 (ที่กำหนด RGDP เพิ่มขึ้นไตรมาสละ 0.75% และให้ตัวแปรอิสระอื่นมีค่าเท่ากับกรณีที่ 1) พบว่า ปริมาณอุปสงค์ของการถือเงินในความหมายแคบ (RM1) และปริมาณอุปสงค์ของการถือเงินในความหมายกว้าง (RM2) มีค่าเฉลี่ยปีละ 2,172.35 พันล้านบาท และ 21,113.79 พันล้านบาท ตามลำดับ

เอกสารอ้างอิง

- Abdullah, H., Ali, J. & Matahir, H. (2010). Re-examining the demand for money in ASEAN-5 countries. *Asian Social Science*, Vol. 6, No. 7, 146-155.
- Boonserm, P. (2015). An Analysis of Demand for Money in Thailand: ARDL Bounds Testing Approach. *Journal of Economics Ramkhamhaeng University*, Vol. 1, No. 2, (July - December 2015), 20 - .
- Budha, B. B. (2013). Demand for money in Nepal: An ARDL bounds testing approach. *NRB Economic Review*, Volume 25, Number 1: 21-36.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction representation: Estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

- Jiranyakul, K. & Opiela, T. (2014). An empirical test of money demand in Thailand from 1993 to 2012. MPRA Paper No. 54162. Retrieved July 1, 2015, from <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/54162/>
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-80.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, Oxford.
- Lai, N. A. (2013). Stability of money demand in Vietnam: Application of the bounds testing approach on 1999 - 2011. Retrieved June 27, 2015, from <http://gdre2013.conference.univ-poitiers.fr/wp-content/uploads/sites/21/2014/05/Lai.pdf>
- Lee, C. C. & Chang, C. P. (2012). The demand for money in China: A reassessment using the bounds testing approach. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 1/2012, 74-94.
- Mall, S. (2013). Estimating a function of real demand for money in Pakistan: An application of bounds testing approach to cointegration. *International Journal of Computer Applications (0975-8887)*, Volume 79 No. 5., 32-50.
- Mishkin, F. S. (2012). *Macroeconomics: Policy and Practice*. Pearson Education, Inc.
- Narayan, P. K. & Narayan, S. (2008). Estimating the demand for money in and unstable open economy: The cases of the Fiji islands. *Economic Issues*, Vol. 13, Part 1.
- Narayan, P. K. (2004). Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: An application to the tourism demand model for Fiji. Department of Economics Discussion Papers ISSN 1441-5429, Monash University. Australia.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16: 289-326.
- Sharifi-Renani, H. (2007). Demand for money in Iran: An ARDL approach. Retrieved June 27, 2015, from <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/8224/>