วารสารวิชาการ **มหาวิทยาลัยหอการค้าไทย** มนุษยศาสตร์และสังคมศาสตร์
*ปีที่ 45 ฉบับที่ 1 เดือน มกราคม – มีนาคม 2568*

# The Analysis of the Determinants of Fertility in Thailand

**Sasipen Bhuvapanich[1,*]**

*Received: October 7, 2024 Revised: December 12, 2024 Accepted: December 16, 2024*

## Abstract

Thailand's total fertility rate has continuously declined over the past decades due to population policies aimed at reducing the population growth rate, along with social and economic developments that have shifted attitudes and individual behaviors toward childbearing. Below-replacement fertility levels and an increase in the median age of the population have led to changes in the country's population size and structure. This study aims to investigate the relationship between socioeconomic factor–namely female unemployment, male unemployment, and urbanization– and the fertility rate in Thailand. The study uses the Autoregressive Distributed Lag model on time series data covering the period from 1991 to 2022. The results show that female unemployment, male unemployment, and urbanization are factors that affect the fertility rate. Female unemployment has a positive effect on motherhood transitions because unemployment lowers the opportunity cost of childbearing, potentially increasing desired fertility. Among men, the unemployment–fertility relationship is mainly negative due to income effects. Urbanization is linked to a long-term fertility decline.

***Keywords***: Fertility rate, Unemployment, Urbanization, Autoregressive Distributed Lag Model

[1] Faculty of Economics, Kasetsart University

*Corresponding author. E-mail: sasipen.b@ku.th

# การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่อภาวะการเจริญพันธุ์ของสตรีในประเทศไทย

**ศศิเพ็ญ ภูวพานิช[1,*]**

*วันรับบทความ: October 7, 2024 วันแก้ไขบทความ: December 12, 2024 วันตอบรับบทความ: December 16, 2024*

## บทคัดย่อ

ในช่วงหลายทศวรรษที่ผ่านมา อัตราการเจริญพันธุ์รวม (TFR) ของสตรีในประเทศไทยมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่องสาเหตุจากการใช้นโยบายเพื่อควบคุมจำนวนประชากรในอดีต และการเปลี่ยนแปลงทางสังคมและเศรษฐกิจของประเทศที่ทำให้ประชากรมีการปรับเปลี่ยนพฤติกรรมในเรื่องการมีบุตร ซึ่งการลดลงของอัตราการเจริญพันธุ์จนต่ำกว่าระดับการทดแทน และอายุขัยเฉลี่ยของประชากรที่เพิ่มขึ้น ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงขนาดและโครงสร้างของประชากรในประเทศ การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลต่อภาวะการเจริญพันธุ์ของสตรีในประเทศไทย มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปัจจัยด้านเศรษฐกิจสังคม ได้แก่ การว่างงานในสตรี การว่างงานในบุรุษ และความเป็นเมืองที่ส่งผลกระทบต่อภาวะเจริญพันธุ์ของสตรีในประเทศไทย ด้วยวิธี ARDL โดยการศึกษาใช้ข้อมูลรายปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2534–2565 ผลการศึกษา พบว่า การว่างงานในสตรีการว่างงานในบุรุษ และความเป็นเมืองเป็นปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่ออัตราการเจริญพันธุ์ของสตรีในไทย อย่างมีนัยสำคัญ โดยตัวแปรการว่างงานในสตรีส่งผลกระทบในทางบวกกับการเปลี่ยนแปลงของอัตราการเจริญพันธุ์ เนื่องจากการลดลงของต้นทุนค่าเสียโอกาสในการเลี้ยงดูบุตร การว่างงานในบุรุษส่งผลในทางลบต่ออัตราการเจริญพันธุ์ เนื่องจากผลของรายได้และการขยายตัวของเมืองทำให้อัตราการเจริญพันธุ์มีแนวโน้มลดลงในระยะยาว

***คำสำคัญ:*** ภาวะการเจริญพันธุ์ การว่างงาน ความเป็นเมือง แบบจำลอง ARDL

[1] คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

*Corresponding author. E-mail: sasipen.b@ku.th

## บทนำ

ประเทศไทยกำลังประสบกับการเปลี่ยนแปลงของโครงสร้างประชากรที่เป็นผลมาจากภาวะที่เด็กเกิดน้อยและประชากรมีอายุยืนยาวขึ้น หรือปรากฏการณ์ “เกิดน้อย อายุยืน” เช่นเดียวกับหลายประเทศทั่วโลก โดยการเปลี่ยนแปลงทางด้านประชากรเกิดขึ้นพร้อม ๆ กับการเปลี่ยนแปลงทางด้านเศรษฐกิจและสังคม ในช่วง 50 ปีที่ผ่านมา ตัวเลขอัตราการเกิดที่ลดลงในเกือบทุกประเทศในโลก อาจกล่าวได้ว่าเป็นผลจากการย้ายถิ่นฐานของประชากรจากชนบทสู่เมือง การที่สตรีได้รับการศึกษามากขึ้น และการแพร่หลายของการคุมกำเนิดในประเทศไทยช่วงทศวรรษ 1970 มีการรณรงค์ให้ความรู้เรื่องการวางแผนครอบครัวแก่หญิงชนบท สนับสนุนการคุมกำเนิดขั้นพื้นฐานด้วยการใช้ถุงยางอนามัย ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของนโยบายแก้ปัญหาความยากจน และเพื่อป้องกันโรคติดต่อทางเพศสัมพันธ์ ผลการกำหนดนโยบายดังกล่าวทำให้อัตราการเจริญพันธุ์ในไทยลดลงอย่างรวดเร็ว และตั้งแต่ในช่วงปี 2000 ความเป็นเมืองที่ขยายตัวสูง ก็ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงทางสังคม ด้วยสภาพเศรษฐกิจ สังคม และเทคโนโลยีที่ก้าวหน้า ทำให้ประชากรมีการปรับเปลี่ยนพฤติกรรมในการมีบุตร ครอบครัวส่วนใหญ่มีลูกคนเดียวหรือไม่มีเลย (The Office of the National Economic and Social Development Council [NESDC] et al., 2019) อัตราการเจริญพันธุ์ในไทยลดลงจากกว่า 6 คนต่อสตรีหนึ่งคนในช่วงทศวรรษ 1960 เหลือต่ำกว่า 1.4 คนต่อสตรีหนึ่งคน (United Nations, 2024) ทำให้ปัจจุบันไทยอยู่ในกลุ่มประเทศที่มีอัตราการเจริญพันธุ์ต่ำที่สุดในโลก และจากการที่ภาวะเจริญพันธุ์ได้ลดลงในระดับต่ำมากในช่วงระยะเวลาที่ผ่านมา ส่งผลต่อแนวโน้มอัตราการเกิดที่ลดลงอย่างต่อเนื่อง ตามข้อมูลจำนวนการเกิดประจำปี พ.ศ. 2564 พบว่า มีประชากรเกิดทั้งหมด 544,570 คน ลดลงจากปีก่อน เป็นจำนวน 42,798 คน ขณะที่ประชากรที่เสียชีวิต มีจำนวน 563,650 คน (Mahidol University, Institute for Population and Social Research [IPSR], 2022) ซึ่งต่างจากจำนวนการเกิดมากถึง 19,080 คน และเป็นปีแรกที่ไทยมีอัตราการเกิดน้อยกว่าการตาย

แม้ว่าจำนวนการเกิดที่ลดลงอาจเป็นผลดีต่อครอบครัวและต่อปัญหาทรัพยากรและสิ่งแวดล้อม แต่ส่งผลทางลบทางเศรษฐกิจด้านอื่น ๆ ในประเทศไทยอัตราการเจริญพันธุ์ที่อยู่ในระดับต่ำ กอปรกับการเพิ่มขึ้นของอายุคาดเฉลี่ยเมื่อแรกเกิด ส่งผลให้เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากรในลักษณะคล้ายกับที่หลายประเทศที่พัฒนาแล้วประสบ เช่น ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ สิงคโปร์ กล่าวคือ สัดส่วนประชากรวัยเด็กและวัยทำงานลดลง ขณะที่ประชากรสูงวัยเพิ่มขึ้นเร็ว ประเทศเข้าสู่สังคมสูงวัย โดยสัดส่วนประชากรที่มีอายุมากกว่า 60 ปี ซึ่งเป็นอายุเกษียณตามกฎหมายแรงงานไทย มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นจากร้อยละ 19.2 ในปี พ.ศ. 2563 เป็นร้อยละ 27 ในปี พ.ศ. 2573 ขณะที่ประชากรในวัยแรงงานมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่องทำให้อัตราส่วนพึ่งพิงของผู้สูงอายุต่อวัยแรงงาน (Aging Dependency Ratio) มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเป็น 2 เท่าในปี พ.ศ. 2583 (“Demographic indicators,” 2024) โดยการที่ประเทศเข้าสู่สังคมสูงวัยอย่างรวดเร็วในขณะที่ยังคงติดอยู่ในกับดักประเทศกำลังพัฒนาจะส่งผลกระทบด้านอื่น ๆ ตามมาอีกหลายอย่าง

จากการทบทวนงานศึกษาผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างประชากร ประเด็นที่น่ากังวลมีตั้งแต่ปริมาณเงินออมที่ลดลง ปัญหาแรงงานที่หดหายจากสังคมสูงวัย ทำให้กำลังซื้อลดลง กระทบกับความน่าดึงดูดในการลงทุนและการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศ ภาระทางด้านการคลังของรัฐบาลด้านงบประมาณค่าใช้จ่ายเรื่องระบบประกันสังคม และการรักษาพยาบาลผู้สูงอายุมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นขณะที่การจัดเก็บรายได้ของรัฐบาลลดลง (Bloom et al., 2001)

การลดลงของจำนวนเด็กเกิดใหม่และอัตราการเจริญพันธุ์ซึ่งมีแนวโน้มลดลงต่อเนื่อง ส่งผลกระทบต่อการขยายตัวและโครงสร้างประชากร และเป็นสาเหตุหนึ่งที่ทำให้ประเทศไทยก้าวสู่สังคมสูงวัยอย่างรวดเร็ว เป็นผลมาจากการเปลี่ยนแปลงทางสังคมและเศรษฐกิจ งานวิจัยนี้จึงมุ่งที่จะศึกษาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อภาวะการเจริญพันธุ์ เพื่อให้เกิดความเข้าใจและนำไปสู่นัยข้อเสนอแนะทางนโยบายต่อไป

## ทบทวนวรรณกรรมและทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

จากมุมมองทางเศรษฐศาสตร์ Becker (1960) เสนอแนวคิดเรื่องความต้องการในการมีบุตร โดยมอง “บุตร” เสมือนสินค้าคงทน (Consumer Durable Goods) อุปสงค์ต่อการมีบุตรขึ้นกับรายได้และต้นทุนค่าใช้จ่ายที่เกี่ยวข้องกับการมีบุตร คู่สมรสจะตัดสินใจเลือกขนาดครอบครัวเพื่อให้ได้รับความพึงพอใจสูงสุด โดยชั่งน้ำหนักระหว่างผลประโยชน์ที่จะได้รับจากการมีบุตรกับผลประโยชน์ที่จะได้รับจากการไม่มีบุตรในรูปของรายได้และต้นทุนทางด้านเวลา จำนวนบุตรต่อครอบครัวจึงมีแนวโน้มที่จะลดลงเมื่อสังคมมีความทันสมัยมากขึ้น เนื่องจากประโยชน์ส่วนเพิ่มจากการมีจำนวนบุตรเพิ่มขึ้นหนึ่งคน มีแนวโน้มลดลง ขณะที่ต้นทุนส่วนเพิ่มสูงขึ้น นอกจากนี้ คุณภาพของเด็กมีแนวโน้มแปรผกผันกับจำนวนบุตร (Becker, 1960; Becker & Lewis, 1973; Willis, 1973) เมื่อรายได้เพิ่มขึ้น ครอบครัวมีแนวโน้มจะเลือกลงทุนในคุณภาพของบุตรมากกว่าที่จะมีจำนวนบุตรมากขึ้น

ต้นทุนของการมีบุตรในแง่ของค่าเสียโอกาส มีความสัมพันธ์กับรายได้ สภาพเศรษฐกิจ และการจ้างงาน Becker (1960) and Mincer (1963) มองว่า อัตราการว่างงานกับภาวะการเจริญพันธุ์มีความสัมพันธ์กันในเชิงบวก เนื่องจากในช่วงเศรษฐกิจถดถอยที่การว่างงานสูง ต้นทุนค่าเสียโอกาสในการมีบุตรจะลดลงแต่ในอีกด้าน การว่างงานสูงมีแนวโน้มทำให้อุปสงค์ต่อการมีบุตรลดลงเนื่องจากผลทางด้านรายได้ (Income Effect) การศึกษาในสตรี ตลาดแรงงาน และอัตราการเจริญพันธุ์ มีความสัมพันธ์ต่อกัน โดยภาวะการเจริญพันธุ์ที่สูงมีผลในทางลบต่อการศึกษาและการทำงานของสตรีและการให้กำเนิดบุตรครั้งหนึ่งของผู้หญิงอาจทำให้ระยะเวลาที่อยู่ในกำลังแรงงานลดลงเกือบ 2 ปี (Bloom et al., 2009) Easterlin (1978) เชื่อมโยงแนวคิดความต้องการในการมีบุตรของ Becker กับการวางแผนครอบครัว คือ เมื่ออุปทานของบุตรหรือจำนวนบุตรที่สตรีสามารถมีได้ตลอดวัยเจริญพันธุ์มากกว่าอุปสงค์ต่อบุตรหรือจำนวนบุตรในอุดมคติและค่าใช้จ่ายในการคุมกำเนิดต่ำ คู่สมรสจะมีแรงจูงใจในการใช้การคุมกำเนิดมากขึ้น

จากมุมมองทางสังคมวิทยา นักสังคมวิทยามองว่าปัจจัยทางสถาบัน คือ วัฒนธรรม บรรทัดฐานของสังคม มีอิทธิพลต่อภาวะเจริญพันธุ์ในสังคมนั้น ๆ (Freedmand, 1963) ทั้งเรื่องขนาดของครอบครัว อายุแรกสมรส การหย่าร้าง แต่งงานใหม่ การทำแท้ง การคุมกำเนิด ฯลฯ Easterlin (1978) เชื่อมโยงแนวคิดความต้องการในการมีบุตรของ Becker กับการวางแผนครอบครัว กล่าวคือ เมื่ออุปทานของบุตรหรือจำนวนบุตรที่สตรีสามารถมีได้ตลอดวัยเจริญพันธุ์มากกว่าอุปสงค์ต่อบุตรหรือจำนวนบุตรในอุดมคติ และค่าใช้จ่ายในการคุมกำเนิดต่ำ คู่สมรสจะมีแรงจูงใจในการใช้การคุมกำเนิดมากขึ้น

Ahn and Mira (2002) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างภาวะการเจริญพันธุ์และการจ้างงานในสตรีในกลุ่มประเทศ OECD โดยใช้ข้อมูล Panel พบว่า ในช่วงระหว่างปี 1970 ถึงต้น 1980 อัตราการเจริญพันธุ์กับอัตราการมีส่วนร่วมในกำลังแรงงานของสตรี มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามแต่ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราการเจริญพันธุ์และการมีส่วนร่วมในกำลังแรงงานของสตรีกลับมีความสัมพันธ์ที่เป็นในทิศทางเดียวกันในช่วงปลายยุค 1980 ซึ่งเป็นช่วงที่การว่างงานอยู่ในระดับสูง โดยการศึกษาพบว่า อัตราการเจริญพันธุ์ในประเทศส่วนใหญ่มีการตอบรับในทางลบต่อภาวะการว่างงาน หรืออาจกล่าวได้ว่าภาวะการเจริญพันธุ์มีลักษณะเป็นไปตามวัฏจักร (Procyclical) โดยเฉพาะเมื่อค่าจ้างและอุปทานของแรงงานสตรีเพิ่มขึ้น เมื่อค่าจ้างอยู่ในระดับที่สูงเพียงพอ การเพิ่มขึ้นของรายได้อาจทำให้ความต้องการมีบุตรเพิ่มขึ้นตาม ในงานศึกษาของ Schaller (2015) ที่ใช้ข้อมูลของประเทศสหรัฐฯ นอกจากจะพบว่า อัตราการเกิดมีลักษณะเป็นไปตามวัฏจักร โดยอัตราการว่างงานที่เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 สัมพันธ์กับการลดลงของอัตราการเกิดในช่วงร้อยละ 0.85 ถึงร้อยละ 2.2 ผลการศึกษายังพบว่า ภาวะตลาดแรงงานที่ดีสำหรับแรงงานเพศชายที่สะท้อนในแนวโน้มค่าจ้างและโอกาสในการทำงาน มีความสัมพันธ์กับการเพิ่มขึ้นของอัตราการเจริญพันธุ์ ทว่า ค่าจ้างและโอกาสในการทำงานที่มากขึ้นของผู้หญิงสัมพันธ์กับการลดลงเล็กน้อยของอัตราการเจริญพันธุ์เช่นเดียวกัน ในงานของ Aksoy (2016) ที่ศึกษาผลของการว่างงานในท้องถิ่นต่ออัตราการเจริญพันธุ์ในอังกฤษ พบว่า การว่างงานของเพศหญิงส่งผลให้อัตราการเกิดเพิ่มขึ้น ขณะที่การว่างงานของเพศชายส่งผลในทางตรงข้าม

Koyuncu and Oksak (2022) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างเงินเฟ้อและภาวะการเจริญพันธุ์ในประเทศตุรกี ช่วงปี ค.ศ. 1960–2019 ด้วยวิธี ARDL และพบว่า อัตราเงินเฟ้อและภาวะการเจริญพันธุ์ในระยะยาวมีความสัมพันธ์กันในทางตรงกันข้าม Khattak (2019) วิเคราะห์ข้อมูลประเทศปากีสถาน ผลการศึกษาพบว่า ในระยะยาวภาวะการเจริญพันธุ์มีความสัมพันธ์กับรายได้ เงินเฟ้อ และการว่างงานในทิศทางตรงข้ามแต่สัมพันธ์ในทางบวกกับอัตราการเสียชีวิตของเด็กทารกและการเข้าร่วมกำลังแรงงานของสตรี

Subramaniam et al. (2018) ศึกษาข้อมูลภาวะการเจริญพันธุ์ 5 ประเทศในอาเซียน ในช่วงปี ค.ศ. 1980–2010 โดยใช้วิธี ARDL และ Causality Analysis ผลการศึกษาพบว่า การมีส่วนร่วมของสตรีในกำลังแรงงานและการเติบโตทางเศรษฐกิจ มีความสัมพันธ์ในทางลบกับอัตราการเจริญพันธุ์ ในขณะที่อัตราการ

เสียชีวิตของทารกมีผลในทางตรงกันข้าม Tonekaew and Choiejit (2022) ใช้วิธีการวิเคราะห์ถดถอยเชิงเส้นแบบพหุ ผลการศึกษาพบว่า การเข้าร่วมกำลังแรงงานของสตรี การเติบโตทางเศรษฐกิจและความไม่พร้อมในการดูแลบุตร มีความสัมพันธ์กันในเชิงลบกับภาวะการเจริญพันธุ์ในประเทศไทยแต่การเข้าร่วมกำลังแรงงานของเพศชายมีความสัมพันธ์เชิงบวกกับภาวะการเจริญพันธุ์ ในงานศึกษาของ Chuenban and Punyasavatsut (2022) ใช้ข้อมูลรายจังหวัดของประเทศไทยวิเคราะห์ด้วยวิธี Fixed Effect Regression ผลการศึกษาพบว่า การเพิ่มขึ้นของค่าจ้างของสตรี การศึกษาในสตรี และความเป็นเมืองมีผลทำให้ภาวะการเจริญพันธุ์ของสตรีลดลง แต่อัตราการเสียชีวิตของทารกมีผลทำให้ภาวะการเจริญพันธุ์เพิ่มขึ้น Srithanaviboonchai et al. (2014) ใช้ข้อมูลจากการสำรวจสุขภาพประชาชนไทย ครั้งที่ 4 ระหว่างปี พ.ศ. 2552–2553 วิเคราะห์การถดถอยโลจิสติคแบบ 2 กลุ่ม (Binary Logistic Regression) ผลการศึกษาพบว่า การมีอายุน้อย อาศัยในเมืองและมีฐานะทางเศรษฐกิจและสังคมดี มีการศึกษาเป็นปัจจัยทำนายอิสระของการที่สตรีที่เคยแต่งงานจะไม่มีบุตรหรือมีเพียง 1 คน แทนที่จะมีบุตรตั้งแต่ 2 คนขึ้นไป

Benassi and Carella (2023) ศึกษาภาวะการเจริญพันธุ์ในเชิงพื้นที่กับความหนาแน่นของประชากรในกรณีของประเทศอิตาลีระหว่างปี 2002–2018 และพบว่า การกระจายตัวทางภูมิศาสตร์เป็นปัจจัยหนึ่งที่มีผลต่อภาวะแวดล้อมและพฤติกรรมของคนในสังคม Nitnara and Rittirong (2016) พบว่า ปัจจัยเชิงพื้นที่และศาสนามีผลต่อการมีบุตรของผู้หญิงไทย ด้าน Smuseneto (2018) พบว่า หลักคำสอน ความเชื่อ และทัศนคติ มีอิทธิพลต่อการมีบุตรของคนในพื้นที่ชายแดนภาคใต้ Pattarakijkusol and NaRanong (2021) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยเชิงสถาบันกับความตั้งใจมีบุตรเพิ่มของสตรีเจนวายผู้ซึ่งวางแผนจะมีบุตร กลุ่มรายได้ปานกลางที่อาศัยในกรุงเทพฯ และปริมณฑล โดยวิธีการสัมภาษณ์ และพบว่าการสนับสนุนจากครอบครัวและระดับรายได้ของครัวเรือนมีผลบวกต่อความตั้งใจในการมีบุตร แต่อายุสมรสและความเป็นเมืองมีผลในทิศทางลบ

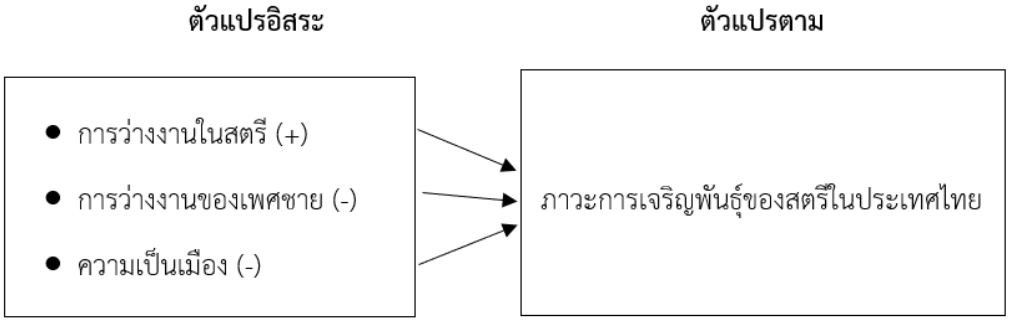
จากที่กล่าวมางานศึกษาเกี่ยวกับภาวะเจริญพันธุ์และปัจจัยที่เกี่ยวข้องในประเทศไทย มีทั้งที่ใช้วิธีการวิเคราะห์เชิงสถิติจากข้อมูลทุติยภูมิ ข้อมูลจากการสำรวจและการสัมภาษณ์ โดยปัจจัยและตัวแปรที่ศึกษานอกจากความเป็นเมือง อัตราการเสียชีวิตของทารก ส่วนใหญ่ใช้ตัวแปรและข้อมูลของสตรี เช่น อายุ การมีส่วนร่วมในแรงงาน ค่าจ้าง และการศึกษาของสตรี การศึกษาที่ใช้ตัวแปรและข้อมูลบุรุษร่วมด้วยยังมีไม่มากนัก จึงเป็นที่มาของการศึกษาเชิงประจักษ์ในครั้งนี้ที่ต้องการตรวจสอบรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางเศรษฐกิจที่สะท้อนในภาวะการว่างงานของสตรีและบุรุษซึ่งอาจมีผลแตกต่างกันต่อภาวะเจริญพันธุ์ในประเทศ และความเป็นเมืองที่เป็นตัวแปรที่สะท้อนการเปลี่ยนแปลงทางสังคมต่อการเจริญพันธุ์ โดยการใช้แบบจำลอง ARDL ในการวิเคราะห์ ช่วยให้เห็นความสัมพันธ์ในระยะสั้นและระยะยาวของตัวแปรดังกล่าว

## วัตถุประสงค์

เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยด้านเศรษฐกิจสังคม ได้แก่ การว่างงานในสตรี การว่างงานในบุรุษ และความเป็นเมืองกับภาวะเจริญพันธุ์ของสตรีในประเทศไทยโดยใช้แบบจำลอง ARDL (Autoregressive Distributed Lag)

## กรอบการวิจัย

ในการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างภาวะการเจริญพันธุ์ของสตรีในประเทศไทยและปัจจัยที่เกี่ยวข้อง สามารถสร้างกรอบแนวคิดได้ ดังในภาพที่ 1




**ภาพที่ 1** กรอบแนวคิดในศึกษาความสัมพันธ์ของภาวะการเจริญพันธุ์ในประเทศไทยและปัจจัยที่เกี่ยวข้อง

## วิธีดำเนินการวิจัย

งานวิจัยนี้ใช้วิธีการทางเศรษฐมิติและข้อมูลทุติยภูมิในการวิจัย โดยการศึกษามุ่งการปรับใช้วิธีทางเศรษฐมิติตามกระบวนการ ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model) และใช้ค่าสถิติ Bounds Tests เพื่อพิจารณาว่าตัวแปรในแบบจำลองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวหรือไม่ รวมถึงการวิเคราะห์การปรับตัวระยะสั้นจากการประมาณค่าด้วยแบบจำลอง ECM (Error Correction Model)

### 1. ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิ (Secondary Data) แบบอนุกรมเวลา (Time Series Data) เป็นข้อมูลแบบรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2534 ถึงปี พ.ศ. 2565 รวมระยะเวลา 32 ปี โดยมีรายละเอียดดังตารางต่อไปนี้

**ตารางที่ 1** รายละเอียดข้อมูล

| ตัวแปร | ความหมาย | หน่วย | แหล่งข้อมูล |
|---|---|---|---|
| FR | อัตราการเจริญพันธุ์รวม (ต่อสตรี 1 คน) | คน | ฐานข้อมูล สหประชาชาติ |
| UN_F | อัตราการว่างงานในสตรี(ร้อยละของกำลังแรงงานเพศหญิง) | ร้อยละ | ฐานข้อมูลธนาคารโลก |
| UN_M | การว่างงานในบุรุษ (ร้อยละของกำลังแรงงานเพศชาย) | ร้อยละ | ฐานข้อมูลธนาคารโลก |
| URBAN | จำนวนประชากรในเมืองที่มีขนาดมากกว่า 1 ล้านคน | คน | ฐานข้อมูลธนาคารโลก |

**2. แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา**

จากการทบทวนวรรณกรรมที่ผ่านมา มีการใช้ตัวแปรในแบบจำลองเพื่อวิเคราะห์การเจริญพันธุ์ที่แตกต่างกัน สำหรับการศึกษานี้จะใช้ตัวแปรการว่างงานในสตรีและการว่างงานในบุรุษเพื่อสะท้อนต้นทุนทางเศรษฐกิจและต้นทุนค่าเสียโอกาสในการมีบุตร และความเป็นเมืองเพื่อสะท้อนผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างซึ่งส่งผลต่อทัศคติและการตัดสินใจมีบุตรของคน โดยความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสามารถแสดงสมการดังนี้

$$FR = f(UN_F, UN_M, URBAN)$$

**3. วิธีการคำนวณและวิเคราะห์ข้อมูล**

เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series Data) ซึ่งข้อมูลอาจมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) จึงต้องมีการทดสอบว่า ข้อมูลที่ทำการศึกษานั้นมีลักษณะนิ่งหรือไม่ โดยวิธีการทดสอบความนิ่งของข้อมูลใช้วิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) จากนั้นทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (Cointegration หรือ Long-Run Relationship) ซึ่งสามารถทำได้หลายวิธีในการศึกษานี้ใช้วิธีของ Pesaran et al. (2001) หรือ Bounds Tests ที่สามารถใช้ได้กับแบบจำลองที่ตัวแปรตามและตัวแปรอิสระมีคุณสมบัติเป็น I(0) หรือ I(1) หรือมีทั้ง I(0) และ I(1)

แบบจำลอง ARDL เป็นแบบจำลองทางเศรษฐมิติที่ศึกษาค่าของตัวแปรตาม ณ เวลา t โดยกำหนดให้ขึ้นอยู่กับอิทธิพลของค่าในอดีตของตัวแปรตาม ค่าของตัวแปรอิสระและค่าในอดีตของตัวแปรอิสระสามารถเขียนความสัมพันธ์ของแบบจำลองเพื่อการวิเคราะห์ภาวะการเจริญพันธุ์ได้ดังนี้

$$\Delta lnFR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \, \Delta lnFR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \, \Delta lnUN_{F\,t-1} + \sum_{i=1}^{n} \eta_i \, \Delta lnUN_{M\,t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \, \Delta lnURBAN_{t-i} + \lambda_1 lnFR_{t-i} + \lambda_2 lnUN_{F\,t-i} + \lambda_3 lnUN_{M\,t-1} + \lambda_4 lnURBAN_{t-i} + \varepsilon_t$$

โดยที่ $\alpha_i, \beta_i, \eta_i, \gamma_i$ คือ พารามิเตอร์ของตัวแปรในระยะสั้น

$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ คือ พารามิเตอร์ของตัวแปรในระยะยาว

$\varepsilon_i$ คือ เงื่อนไขข้อผิดพลาดแบบสุ่ม

ในการประมาณค่าแบบจำลอง ARDL จำเป็นต้องพิจารณาความล่าช้าของแต่ละตัวแปรที่เหมาะสม โดยในการพิจารณาจะเลือกแบบจำลองที่มีค่าความล่าช้า (Lag Order) ที่ให้ค่า Akaike Information Criterion (AIC) ต่ำที่สุด เมื่อได้แบบจำลองที่กำหนดค่า Lag Order ที่เหมาะสมแล้วจึงนำมาทดสอบ Bounds Tests เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของสมการ โดยค่าสถิติที่ใช้ทดสอบคือ F-statistics หากพบความสัมพันธ์ระยะยาว จะแสดงค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองในระยะยาว หลังการตรวจสอบความสัมพันธ์ระยะยาว จึงนำ ARDL Bounds Test มาเขียนในรูปสมการการปรับตัวในระยะสั้น (Error Correction Model: ECM)

$$\Delta lnFR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \, \Delta lnFR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \, \Delta lnUN_{F\,t-1} + \sum_{i=1}^{n} \eta_i \, \Delta lnUN_{M\,t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \, \Delta lnURBAN_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

โดยค่าสัมประสิทธิ์ของสมการ ECM ที่ Lag Order ลำดับที่ 1 หรือ CointEq(-1) อธิบายความเร็วในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวของแบบจำลอง (Speed of Adjustment) เมื่อมีเหตุการณ์ที่ทำให้มีการเบี่ยงเบนออกจากค่าในดุลยภาพระยะยาว

ในขั้นสุดท้าย คือ การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostic Test) ของแบบจำลอง โดยในการศึกษานี้ใช้ผลรวมสะสมด้วยวิธี The Cumulative Sum (CUSUM) และ The Cumulative Sum of Squares (CUSUMSQ) เพื่อการทดสอบความเสถียรของค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง

## ผลการวิจัย

### 1. ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test)

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลสำหรับตัวแปรระดับ (Level) พบว่า ตัวแปรอัตราการเจริญพันธุ์และความเป็นเมืองในแบบจำลองมีค่าสถิติ ADF Test มากกว่าค่าวิกฤติ Mackinnon ณ ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1 และร้อยละ 5 ตามลำดับ แสดงว่า ปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H0) และยอมรับสมมติฐานรอง (H1) สามารถสรุปได้ว่าตัวแปรอัตราการเจริญพันธุ์และความเป็นเมืองมีลักษณะนิ่งหรือไม่มี Unit Root ที่ระดับ I(0)

**ตารางที่ 2** ผลการทดสอบ Unit root

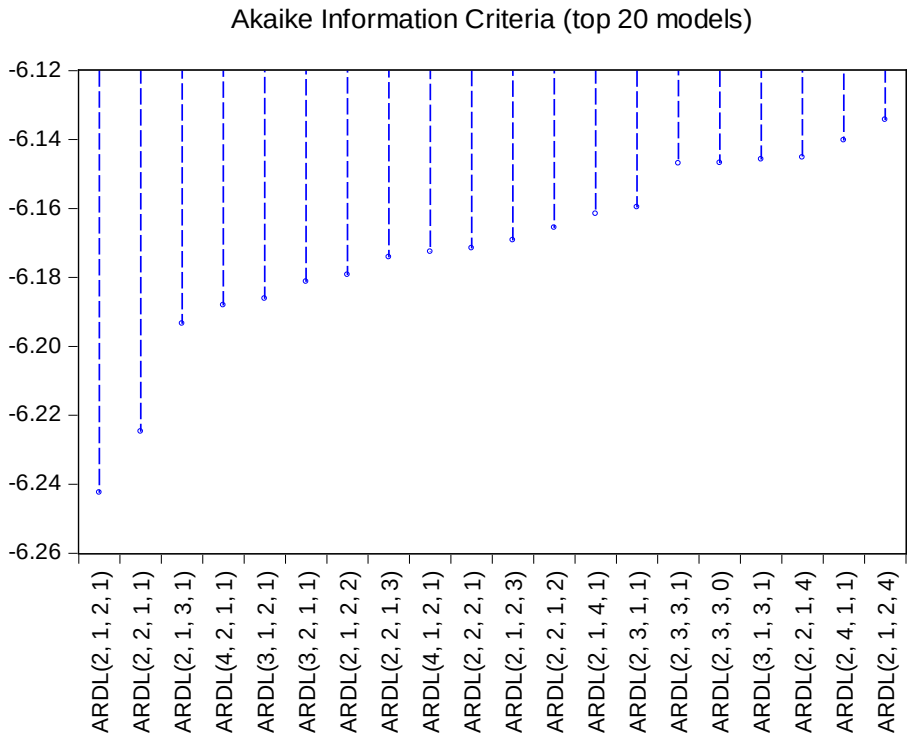
| ตัวแปร | แบบจำลองที่มีจุดตัวแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม (Intercept) | | แบบจำลองที่มีจุดตัวแกนและแนวโน้ม (Intercept and Trend) | |
|---|---|---|---|---|
| | **I(0)** | **I(1)** | **I(0)** | **I(1)** |
| lnFR | –1.560 | –2.576 | –5.048*** | –2.624 |
| lnUN_F | –2.642* | –7.303*** | –2.961 | –7.153*** |
| lnUN_M | –2.237 | –7.157*** | –2.531 | –7.014*** |
| lnURBAN | –2.987** | –0.801 | –1.888 | –1.112 |

**หมายเหตุ** : สัญลักษณ์ ***, **, * หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%, 5%, 10% ตามลำดับ

ตัวแปรที่เหลือ ได้แก่ ตัวแปรการว่างงานในสตรีและการว่างงานในบุรุษ มีค่าสถิติ ADF Test ต่ำกว่าค่าวิกฤติ ณ ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1 และร้อยละ 5 จึงนำข้อมูลมาทดสอบ Order of Integration ในระดับที่สูงขึ้น โดยการหาผลต่างระดับที่ 1 (First Difference) หรือ I(1) จากค่าสถิติในแบบจำลองสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H0) และยอมรับสมมติฐานรอง (H1) ได้ จึงสรุปได้ว่า ที่ระดับ I(1) ตัวแปรการว่างงานในสตรีและการว่างงานในบุรุษ มีลักษณะนิ่งหรือไม่มี Unit Root เมื่อตัวแปรมีลักษณะนิ่งที่ระดับของข้อมูลต่างกัน (Different Order of Integration) ดังนั้น วิธีการที่เหมาะสมในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของตัวแปร คือ ARDL with Bounds Tests

### 2. ผลของแบบจำลอง ARDL

ในการคำนวณเพื่อเลือกแบบจำลองที่เหมาะสม จากการพิจารณาโดยใช้ Akaike Information Criterion (AIC) ที่มีค่าต่ำสุด พบว่า แบบจำลอง ARDL (2,1,2,1) เป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมมากที่สุด




**ภาพที่ 2** แบบจำลอง ADRL (2,1,2,1) ที่เลือกโดยใช้เกณฑ์ AIC

จากผลการคำนวณในตารางที่ 3 แสดงความสัมพันธ์ของทุกตัวแปรในระยะสั้น พบว่า จากค่าสัมประสิทธิ์การตัดสินใจ (R2) แบบจำลองนี้สามารถอธิบายอัตราการเจริญพันธุ์ได้ร้อยละ 99.56 และพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของ UN_F(−1), UN_M(−2), URBAN, URBAN(−1) มีค่าแตกต่างจากศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 และค่าสัมประสิทธิ์ของ FR(−1), FR(−2), UN_M(−1) ค่าแตกต่างจากศูนย์ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1

**ตารางที่ 3** ผลการคำนวณของแบบจำลอง ARDL (2,1,2,1)

| Variable | Coefficient | t-Statistic |
|---|---|---|
| LNFR(−1) | 1.352*** | 10.723 |
| LNFR(−2) | −0.532*** | −4.497 |
| LNUN_F | 0.006 | 0.021 |
| LNUN_F(−1) | 0.055** | 2.620 |
| LNUN_M | −0.017 | −0.787 |
| LNUN_M(−1) | −0.065*** | −3.081 |
| LNUN_M(−2) | 0.016** | 2.736 |

| Variable | Coefficient | t-Statistic |
|---|---|---|
| LNURBAN | 1.182** | 2.361 |
| LNURBAN(-1) | -1.230** | -2.445 |
| C | 0.824 | 1.072 |
| R-squared = 0.995551 | Mean dependent var | 0.457329 |
| Adjusted R-squared = 0.993549 | S.D. dependent var | 0.112490 |
| S.E. of regression = 0.009035 | Akaike info criterion | -6.314240 |
| Sum squared resid = 0.001633 | | |

**หมายเหตุ** : สัญลักษณ์ ***, **, * หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%, 5%, 10% ตามลำดับ

เมื่อวิเคราะห์การกระจายของตัวคลาดเคลื่อน (Analysis of Residuals) ที่ได้จากสมการ ARDL (2,1,2,1) ของสมการภาวะการเจริญพันธุ์ พบว่า ไม่มีปัญหาความสัมพันธ์ในตัว (No Problem of Serial Correlation) และไม่มีปัญหาค่าความแปรปรวนไม่คงที่ (No Problem of Heteroskedasticity) เนื่องจากค่า p-value ของค่าสถิติมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญที่ร้อยละ 5 หรือไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ดังแสดงในตารางที่ 4

**ตารางที่ 4** ผลการทดสอบการกระจายของตัวคลาดเคลื่อนของตัวแปรในสมการ ARDL (2,1,2,1)

| สถิติที่ใช้ทดสอบ | ค่าสถิติ | p-value |
|---|---|---|
| Serial Correlation LM Test: | F-statistics 1.417 | 0.268 |
| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | F-statistics 0.746 | 0.664 |

การทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ในระยะยาวหรือไม่ พิจารณาได้จากผลของ Bounds Tests ดังแสดงในตารางที่ 5 ผลการทดสอบพบว่า ค่าสถิติทดสอบ F-statistics มีค่าเท่ากับ 4.596 ซึ่งสูงกว่าค่าวิกฤติขอบเขตบน (Upper Critical Bound) หรือ I(1) Bound ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 บ่งชี้ว่าตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในสมการมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวต่อกัน

**ตารางที่ 5** ผลการทดสอบ Bounds Tests

| F-bounds test | Significance | I(0) Bound | I(1) Bound |
|---|---|---|---|
| 4.596 | 10% | 2.72 | 3.77 |
| | 5% | 3.23 | 4.35 |
| | 2.5% | 3.69 | 4.89 |
| | 1% | 4.29 | 5.61 |

ในตารางที่ 6 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ของ CointEq(–1) สะท้อนความเร็วในการปรับตัวจากระยะสั้นไปสู่ดุลยภาพระยะยาว มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 และมีเครื่องหมายลบ ซึ่งแปลความได้ว่า หากตัวแปรต่าง ๆ มีการเปลี่ยนแปลงไปจนทำให้อัตราเจริญพันธุ์ออกจากความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวจะมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวด้วยความเร็วร้อยละ 17.9 ในแต่ละช่วงเวลา

**ตารางที่ 6** ผลคำนวณสมการระยะสั้น (ECM)

| Variable | Coefficient | t–Statistic |
|---|---|---|
| D(LNFR(–1)) | 0.532*** | 4.497 |
| D(LNUN_F) | 0.006 | 0.289 |
| D(UN_M) | –0.017 | ––0.787 |
| D(LNUN_M(–1)) | –0.016** | –2.736 |
| D(URBAN) | 1.182** | 2.361 |
| CointEq(–1) | –0.179** | –2.118 |
| Cointeq = LNFR – (–0.3423*LNUN_F – 0.3694*LNUN_M – 0.2690*LNURBAN + 4.5938) | | |

**หมายเหตุ :** สัญลักษณ์ ***, **, * หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%, 5%, 10% ตามลำดับ

**ตารางที่ 7** ผลการคำนวณสมการระยะยาว

| Variable | Coefficient | t–Statistic |
|---|---|---|
| LNUN_F | 0.342* | 1.951 |
| LNUN_M | –0.369** | –2.434 |
| LNURBAN | –0.269* | –2.006 |
| C | 4.594* | 2.028 |

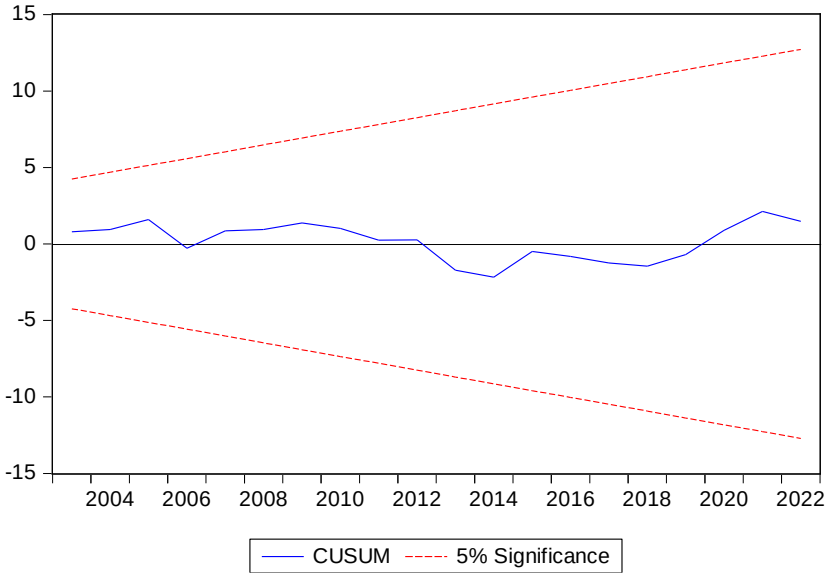
**หมายเหตุ** : สัญลักษณ์ ***, **, * หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% , 5% , 10% ตามลำดับ

ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ในระยะยาวในตารางที่ 7 พบว่า ในระยะยาวตัวแปรการว่างงานของสตรีมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอัตราการเจริญพันธุ์ ณ ระดับนัยสำคัญร้อยละ 10 ตัวแปรการว่างงานในบุรุษและความเป็นเมือง มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราการเจริญพันธุ์ ณ ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 และร้อยละ 10 ตามลำดับ

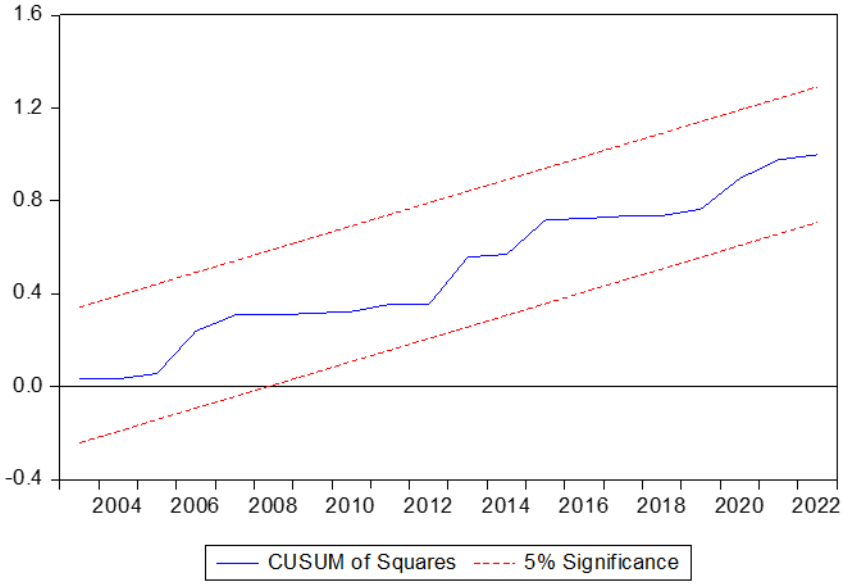
### 3. ผลทดสอบเสถียรภาพแบบจำลอง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาระยะยาวอาจมีการเปลี่ยนแปลงที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงทางด้านโครงสร้าง จึงต้องมีการทดสอบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของสมการที่คำนวณได้นั้นมีเสถียรภาพหรือไม่ จากภาพที่ 3 เห็นได้ว่า เส้นกราฟของ CUSUM อยู่ในขอบเขตของเส้นความเชื่อมั่นร้อยละ 95 แสดงว่า

ค่าสัมประสิทธิ์ของสมการ ARDL(2,1,2,1) มีเสถียรภาพ และจากภาพที่ 4 เส้นกราฟของ CUSUMSQ อยู่ในขอบเขตของเส้นความเชื่อมั่นร้อยละ 95 แสดงว่า ค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนของสมการ ARDL(2,1,2,1) มีเสถียรภาพ




**ภาพที่ 3** ค่า CUSUM ของแบบจำลอง ARDL(2,1,2,1)




**ภาพที่ 4** ค่า CUSUMSQ ของแบบจำลอง ARDL(2,1,2,1)

## สรุป และอภิปรายผล

จากการศึกษาแบบจำลองภาวะการเจริญพันธุ์ที่เหมาะสมที่มีการประมาณค่าที่ดีที่สุด คือ แบบจำลอง ARDL(2,1,2,1) โดยปัจจัยในแบบจำลองสามารถอธิบายอัตราการเจริญพันธุ์ได้ร้อยละ 99.56 และค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรมีนัยสำคัญที่ร้อยละ 5 และร้อยละ 1 โดยอัตราการเจริญพันธุ์ในปีก่อนหน้า ($FR_{t-1}$) มีความสัมพันธ์ในทางบวกกับอัตราการเจริญพันธุ์ในปีถัดไป ในขณะที่อัตราการเจริญพันธุ์สองปีก่อนหน้า ($FR_{t-2}$) มีความสัมพันธ์ในทางตรงกันข้าม ความแตกต่างของความสัมพันธ์ของตัวแปรในระยะเวลาที่ต่างกัน อาจเป็นผลมาจากการเว้นช่วงเวลาของการตั้งครรภ์และมีบุตร ซึ่งหากมีการเว้นช่วงให้ยาวนานออกไปอาจทำให้อัตราการเกิดลดลง (Saengtiancai, 1986)

สถานการณ์การมีงานทำของบุรุษและสตรีส่งผลกระทบต่างกันต่ออัตราการเจริญพันธุ์ โดยการเปลี่ยนแปลงของอัตราการว่างงานในสตรีที่เพิ่มขึ้นในปีก่อนหน้า ($UN_F_{t-1}$) มีผลต่อการเพิ่มของอัตราการเจริญพันธุ์ในปีถัดไปเป็นไปตามสมมติฐานและสอดคล้องกับการทบทวนงานวิจัย เนื่องจากการว่างงานในสตรีทำให้ต้นทุนค่าเสียโอกาสในการมีบุตรลดลงในทางตรงข้ามการเปลี่ยนแปลงของอัตราการว่างงานในบุรุษที่เพิ่มขึ้น ($UN_M_{t-1}$) มีผลทำให้อัตราการเจริญพันธุ์ในปีถัดไปลดลง เนื่องจากผลของรายได้เป็นหลักการลดลงของรายได้ครัวเรือนทำให้ครัวเรือนอาจตัดสินใจเลื่อนการมีบุตรออกไป ทั้งนี้ การที่ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของอัตราการว่างงานในบุรุษ 2 ปีก่อนหน้า ($UN_M_{t-2}$) กับอัตราการเจริญพันธุ์ในปีถัดไป มีเครื่องหมายเป็นบวกหรือเป็นไปในทางเดียวกัน อาจเกิดจากการที่ความรู้สึกในทางลบของคนต่อการไม่มีงานทำ (Stigma Related to Job Loss) มีแนวโน้มลดลงเมื่อเวลาผ่านไป (Brand, 2015) ทำให้การว่างงานอาจส่งผลกระทบในทางลบน้อยลง หรือกระทั่งมีผลเป็นบวกต่อการตัดสินใจในการมีบุตร นอกจากนี้ เมื่อไม่มีงานทำในระยะหนึ่ง หรือเมื่อโอกาสในการโยกย้ายตำแหน่งงานต่ำ คนอาจลดความสำคัญในการหางานทำและการแสวงหาความก้าวหน้าในงาน และหันมาให้ความสำคัญกับชีวิตครอบครัวมากขึ้น ซึ่งรวมถึงการตัดสินใจที่จะมีบุตร (Yu & Sun, 2018) ตามทฤษฎีบทบาททางสังคม (Eagly et al., 2012) การไม่มีงานทำมีแนวโน้มส่งผลต่อฝ่ายชายมากกว่าฝ่ายหญิง เนื่องจากไม่สามารถทำตามบทบาทที่สังคมคาดหวังในการเป็นหลักในการหาเงินเลี้ยงดูครอบครัว ในขณะที่ฝ่ายหญิงไม่ต้องเผชิญแรงกดดันความคาดหวังจากสังคมที่จะต้องหางานทำมากเท่าฝ่ายชาย และอาจใช้ช่วงเวลาที่ไม่มีงานทำดังกล่าวไปกับการดูแลบุตร

การขยายตัวของเมือง ($URBAN_{t-1}$) ส่งผลในทางลบต่ออัตราการเจริญพันธุ์ในปีถัดไป โดยประชากรที่อาศัยในเมืองมีแนวโน้มมีบุตรน้อยกว่ากลุ่มที่อาศัยในชนบท ต้นทุนของการเลี้ยงดูบุตร รวมถึงค่าครองชีพ ค่าที่อยู่อาศัยที่อยู่ในระดับสูง การเข้าถึงการวางแผนครอบครัวและการคุมกำเนิดได้ง่าย และค่านิยมของคนเมืองที่มีขนาดของครอบครัวเล็ก ทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างความเป็นเมืองกับอัตราการเจริญพันธุ์เป็นในทิศตรงข้าม อย่างไรก็ตาม ในระยะสั้นพบว่า การเติบโตของจำนวนประชากรในเมือง (URBAN)

มีความสัมพันธ์ในทิศเดียวกันกับการเปลี่ยนแปลงของอัตราการเจริญพันธุ์ในช่วงเวลาเดียวกัน ซึ่งต่างจากสมมติฐานและความเข้าใจโดยทั่วไป Jemiluyi and Jeke (2023) อธิบายว่า ความสัมพันธ์ที่เป็นบวกระหว่างเมืองกับการอัตราการเจริญพันธุ์อาจเป็นไปได้ หากการขยายตัวของเมือง (Urbanization Process) ไม่ได้ถูกควบคุมหรือวางแผนอย่างเพียงพอ ความเป็นเมืองทำให้ชุมชนแออัดขยายตัว โดยผู้อยู่อาศัยส่วนใหญ่ไม่มีการศึกษาและมีฐานะยากจน ซึ่งคนกลุ่มนี้ไม่ได้รับอิทธิพลหรือถูกกระทบจากปัจจัยที่ทำให้คนที่อยู่ในเมืองมีแนวโน้มมีบุตรจำนวนน้อย ดังที่กล่าวไปข้างต้น

ผลการประมาณค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรในระยะยาว เป็นไปตามสมมติฐานและงานศึกษาที่เกี่ยวข้องส่วนใหญ่ โดยการว่างงานในสตรีมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับอัตราการเจริญพันธุ์ ณ ระดับนัยสำคัญร้อยละ 10 ขณะที่การว่างงานในบุรุษและความเป็นเมืองมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราการเจริญพันธุ์ ณ ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 และร้อยละ 10 ตามลำดับจากการศึกษา

## ข้อเสนอแนะ

### ข้อเสนอแนะในเชิงวิชาการ

งานวิจัยนี้ใช้แบบจำลอง ARDL ในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ศึกษาสามตัวกับอัตราเจริญพันธุ์ งานศึกษามีข้อจำกัดเรื่องข้อมูลอนุกรมเวลาที่ย้อนไปได้ไม่ยาวมากเพียงพอที่จะสามารถวิเคราะห์ตัวแปรทางเศรษฐกิจที่น่าสนใจ และจากการทบทวนวรรณกรรมที่พบว่า มีความสัมพันธ์กับอัตราเจริญพันธุ์ เช่น ราคาที่อยู่อาศัย หนี้ครัวเรือน ได้ครบถ้วน ในอนาคตเมื่อมีข้อมูลเพียงพอ งานวิจัยในอนาคตควรประเมินความสัมพันธ์ระหว่างอัตราการเจริญพันธุ์กับปัจจัยอื่น ๆ เพิ่มเติม

การศึกษาอัตราเจริญพันธุ์ของสตรีในครั้งนี้เป็นการศึกษาในภาพรวมที่ใช้ตัวแปรมหภาคในการทำความเข้าใจ เพื่อกำหนดนโยบายแก้ปัญหาภาวะเจริญพันธุ์ต่ำในประเทศไทย จำเป็นต้องใช้ประกอบกับการศึกษาที่ใช้ข้อมูลที่เจาะจงมากขึ้น เช่น อัตราเจริญพันธุ์ในแต่ละช่วงวัย แต่ละภูมิภาค เพื่อให้ได้มุมมองที่ละเอียดมากขึ้น

### ข้อเสนอแนะในเชิงนโยบาย

การศึกษาชี้ว่าการว่างงานมีผลต่ออัตราเจริญพันธุ์ โดยความผันผวนของรายได้มีแนวโน้มสัมพันธ์กับการเปลี่ยนแปลงอัตราเจริญพันธุ์ในทางลบ ในสภาพเศรษฐกิจที่ไม่ดี ค่าครองชีพสูง รายได้ครัวเรือนที่ลดลงเนื่องจากการไม่มีงานทำ มีผลต่อการตัดสินใจของคนในการสร้างครอบครัวและมีบุตร ดังนั้น การมีมาตรการเพิ่มเติม เช่น การจัดให้มีระบบประกันการว่างงาน เงินทดแทนรายได้ ที่จะช่วยลดผลกระทบจากการขาดรายได้ในภาวะวิกฤติ ช่วยชะลอการลดลงของภาวะการเจริญพันธุ์ โดยเฉพาะสำหรับแรงงานที่อยู่นอกระบบซึ่งในประเทศไทยมีอยู่เป็นจำนวนมาก จัดให้มีสวัสดิการสนับสนุนเพื่อช่วยเหลือค่าใช้จ่ายต่าง ๆ

ที่เกี่ยวกับครอบครัว ในด้านการศึกษา ค่ารักษาพยาบาล และค่าใช้จ่ายอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้องกับการเลี้ยงดู จะช่วยแบ่งเบาภาระของครอบครัวในการเลี้ยงดูบุตรได้

การแก้ปัญหาการลดลงของอัตราภาวะเจริญพันธุ์ที่ต่ำกว่าระดับทดแทน อาจไม่สามารถทำได้ในระยะสั้น เนื่องจากรัฐบาลไม่สามารถสั่งให้ประชากรมีบุตรเพิ่มขึ้นได้ และการใช้นโยบายที่ผูกหรือใช้การแต่งงานและการมีบุตรเป็นเงื่อนไขก็ไม่มีประสิทธิภาพในระยะยาว สิ่งที่ทำได้ คือ การสร้างสภาพแวดล้อมเป็นมิตรกับการสร้างครอบครัว สนับสนุนให้คนรุ่นใหม่มีทัศนคติอยากสร้างครอบครัวและมีบุตร เช่น นโยบายส่งเสริมการสร้างสมดุลในชีวิต การส่งเสริมให้มี Work-Life Balance ในที่ทำงานภาครัฐและภาคเอกชน การมีชั่วโมงการทำงานที่ยืดหยุ่นสำหรับพ่อแม่ เพิ่มจำนวนและคุณภาพของโรงเรียนและสถานรับเลี้ยงเด็กในราคาที่คนทั่วไปเข้าถึงได้ ขยายระยะเวลาการลาคลอดและลาหลังคลอดเพื่อเลี้ยงดูบุตรโดยได้รับเงินเดือน ค่าจ้าง และรักษาตำแหน่งงาน ทำให้ผู้หญิงไม่เสียโอกาสและรายได้จากการทำงาน

## กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับทุนสนับสนุนการวิจัยจากภาควิชาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ ประจำปีงบประมาณ พ.ศ. 2567

## บรรณานุกรม

Ahn, N., & Mira, P. (2002). A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries. *Journal of Population Economics*, *15*(4), 667-682. https://doi.org/10.1007/s001480100078

Aksoy, C. G. (2016). The Effects of Unemployment on Fertility: Evidence from England. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, 16*(2), 1123-1146. https://doi.org/doi:10.1515/bejeap-2014-0127

Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In Universities-National Bureau Committee for Economic Research (Ed.). De*mographic and economic change in developed countries* (pp. 209-240). Columbia University Press.

Becker, G. S., & Lewis, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy, 81*(2), S279-S288. http://www.jstor.org/stable/1840425

Benassi, F., & Carella, M. (2023). Modelling geographical variations in fertility and population density of Italian and foreign populations at the local scale: a spatial Durbin approach for Italy (2002–2018). *Quality & Quantity*, *57*(3), 2147–2164. https://doi.org/10.1007/s11135-022-01446-1

Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., & Finlay, J. E. (2009). Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend. *Journal of Economic Growth*, *14*(2), 79–101. https://doi.org/10.1007/s10887-009-9039-9

Bloom, D., Canning, D., & Sevilla, J. (2001). *Economic growth and the demographic transition (NBER Working Paper 8685)*. National Bureau of Economic Research. DOI: 10.3386/w8685

Brand, J. E. (2015). The far-reaching impact of job loss and unemployment. *Annual Review of Sociology, 41*, 359–375. https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043237

Chuenban, M., & Punyasavatsut, A. (2022) The analysis of factors influencing fertility in Thai population. In *The 60th Kasetsart University Annual Conference: Education, Economics and Business Administration, Humanities and Social Sciences*. (pp. 176–183). Kasetsart University. [in Thai]

*Demographic indicators*. (2024). UNESCAP. https://www.population-trends-asiapacific.org/data/THA

Eagly, A. H., Wood, W., & Diekman, A. B. (2012). Social role theory of sex differences and similarities: A current appraisal. In T. Eckes, & H. M. Trautner (Eds.), *The developmental social psychology of gender* (pp. 123–174). Psychology Press.

Easterlin, R. (1978). 2. The Economics and Sociology of Fertility: A Synthesis. In *Historical studies of changing fertility* (pp. 57–134). Princeton University Press. https://doi.org/10.1515/9781400871452-003

Freedmand, R. (1963). Norms for family size in underdeveloped areas. *Proceedings of the Royal Society Series B, 159*(974), 220–245. https://doi.org/10.1098/rspb.1963.0074

Jemiluyi, O., & Jeke, L. (2023). A comparative assessment of the urbanization – Fertility nexus in most urbanized countries of Sub-Saharan Africa. *Zagreb International Review of Economics & Business, 26*(1), 165–183. https://doi.org/10.2478/zireb-2023-0008

Khattak, S. W. (2019), Fertility determinants and economic uncertainty. *FWU Journal of Social Sciences, 13*(3), 45–56. http://sbbwu.edu.pk/journal/FWU_Journal_Jan2020/4.%20Fertility%20Determinants%20and%20Economic%20Uncertainty.pdf

Koyuncu, J. Y. & Okşak, Y. (2022). Does higher inflation mean lower fertility rate: The case of Turkey. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi, 11*(21), 7–14. https://dergipark.org.tr/en/pub/bsbd/issue/70989/1133322

Mahidol University, Institute for Population and Social Research (IPSR). (2022). *Situation of the Thai older persons 2021*. https://ipsr.mahidol.ac.th/post_research/situation-of-the-thai-older-persons-2021/ [in Thai]

Mincer, J. (1963). Market prices, opportunity costs, and income effects. In C. F. Christ (Ed.), *Measurement in economics: Studies in mathematical economics and econometrics in memory of Yehuda Grunfeld* (pp. 67–82). Standford University Press.

Nitnara, P., & Rittirong, J. (2016). Birth order and its determinants: The analysis of the 2010 Thai population census. *Journal of Demography, 32*(2), 26–44. DOI: 10.56808/2730-3934.1293 [in Thai]

The Office of the National Economic and Social Development Council (NESDC), Ministry of Public Health (MOPH), Ministry of Social Development and Human Security, Thailand Science Research and Innovation, & United Nations Population Fund. (2019). *25 years after the ICPD: Population and development for a sustainable future in Thailand.* https://thailand.unfpa.org/en/25-years-ICPD

Pattarakijkusol, S., & NaRanong, A. (2021). Thailand institution factors influencing middle-income earning generation Y's fertility intentions. *Journal of Demography, 37*(1), 1–26. https://doi.org/10.58837/CHULA.JDM.37.1.1

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289–326. https://www.jstor.org/stable/2678547

Saengtiancai, C. (1986). The study of birth interval using life table analysis approach. *Journal of Demography, 1*(2), 97–113. https://doi.org/10.56808/2730-3934.1355 [in Thai]

Schaller, J. (2015). *Boom, busts, and fertility: Testing the Becker model using gender-specific labor demand*. University of California–Davis.

Smuseneto, A. (2018). The culture of having children in Southern border provinces. *Journal of Cultural Approach, 19*(35), 3–15. https://so02.tci-thaijo.org/index.php/cultural_approach/article/view/123931 [in Thai]

Srithanaviboonchai, K., Moongtui, W., Panpanich, R., Suwanteerangkul, J., Chariyalertsak, S., Sangthong, R., Kessomboon, P., Putwattana, P., & Nontarak, J. (2014). Characteristics and determinants of Thailand's declining birth rate in women age 35 to 59 years old: Data from the fourth national health examination survey. *Journal of the Medical Association of Thailand, 97*(2), 225–231. [in Thai]

Subramaniam, T., Loganathan, N., & Devadason, E. (2018). Determinants of female fertility in Asean-5: Empirical evidence from Bounds cointegration test. *The Singapore Economic Review, 63*(3), 593–618. https://doi.org/10.1142/S0217590815500939

Tonekaew, P, & Choiejit, R. (2022). The factors affecting fertility rate in Thai female reproductive age. *Rajapark Journal, 16*(4), 200–217. https://so05.tci-thaijo.org/index.php/RJPJ/article/view/257966 [in Thai]

United Nations. (2024). *World population prospects: The 2024 revision*. Author.

Willis, R. J. (1973). A new approach to the economic theory of fertility behavior. *Journal of Political Economy, 81*(2), S14–S64. https://www.jstor.org/stable/1840411

Yu, W.-h., & Sun, S. (2018). Fertility responses to individual and contextual unemployment: Differences by socioeconomic background. *Demographic Research, 39*(35), 927–962. https://doi.org/10.4054/DemRes.2018.39.35