



RMUTI Journal

Research on Modern science and Utilizing Technological Innovation Journal

(RMUTI Journal)

Vol. 18 No. 1 January–April 2025

2025



INSTITUTE OF RESEARCH AND DEVELOPMENT
RAJAMANGALA UNIVERSITY OF TECHNOLOGY ISAN

RMUTI Journal ได้รับการประเมินคุณภาพให้อยู่ในฐานข้อมูล
ของศูนย์ดัชนีการอ้างอิงวารสารไทย (TCI) กลุ่มที่ 2

วารสารงานวิจัยด้านวิทยาศาสตร์สมัยใหม่ และการใช้ประโยชน์นวัตกรรมเทคโนโลยี Research on Modern science and Utilizing Technological Innovation Journal (RMUTI Journal)

วัตถุประสงค์

1. เพื่อเป็นสื่อกลางในการแลกเปลี่ยนองค์ความรู้ด้านวิชาการ ด้านงานวิจัย และสิ่งประดิษฐ์ระหว่างนักวิชาการ และนักวิจัยกับผู้ที่สนใจทั่วไป
2. เพื่อเผยแพร่ผลงานทางวิชาการ ผลงานวิจัย และสิ่งประดิษฐ์ของนักวิชาการและนักวิจัยสู่สาธารณชน

หลักเกณฑ์การส่งบทความ

วารสาร RMUTI Journal เน้นรับบทความทางด้าน Physical Sciences ในสาขาวิชา Chemistry, Engineering, Materials Science, Environmental Science และ Mathematics

ประเภทของบทความที่ตีพิมพ์ บทความวิจัย และบทความวิชาการ

กระบวนการพิจารณาบทความ ใช้กระบวนการพิจารณาบทความโดยผู้ทรงคุณวุฒิที่มาจากหลากหลายหน่วยงาน จำนวน 3 ท่าน ต่อ 1 บทความ บทความทุกบทความจะต้องผ่านการพิจารณาโดยผู้ทรงคุณวุฒิที่เกี่ยวข้องแบบผู้ทรงคุณวุฒิและผู้แต่งไม่ทราบชื่อกันและกัน (double-blind review)

เจ้าของ

สถาบันวิจัยและพัฒนา

มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

744 ถ.สุนทรารายณ์ ต.ในเมือง อ.เมือง จ.นครราชสีมา 30000

โทรศัพท์ 0 - 4423 - 3063 โทรสาร 0 - 4423 - 3064

E-mail : rmuti.journal@gmail.com

ตีพิมพ์เผยแพร่ราย 4 เดือน ปีละ 3 ฉบับ

ฉบับที่ 1 ประจำเดือนมกราคม - เดือนเมษายน

ฉบับที่ 2 ประจำเดือนพฤษภาคม - เดือนสิงหาคม

ฉบับที่ 3 เดือนกันยายน - เดือนธันวาคม

ชื่อวารสารใหม่เริ่มใช้ปีที่ 16 ฉบับที่ 3 (กันยายน - ธันวาคม) เป็นต้นไป

ลิขสิทธิ์

ต้นฉบับที่ได้รับการตีพิมพ์ ถือเป็นลิขสิทธิ์ของวารสาร RMUTI Journal และบทความในวารสารเป็นแนวคิดของผู้แต่ง มิใช่เป็นความคิดของคณะกรรมการจัดทำวารสาร และมีใช่เป็นความรับผิดชอบของมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

วารสารงานวิจัยด้านวิทยาศาสตร์สมัยใหม่ และการใช้ประโยชน์นวัตกรรมเทคโนโลยี
(RMUTI Journal)

Research on Modern science and Utilizing Technological
Innovation Journal
(RMUTI Journal)

ที่ปรึกษากองบรรณาธิการ

รองศาสตราจารย์ ดร.โมษิต	ศรีภูธร	อธิการบดีมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
รองศาสตราจารย์ ดร.ศักดิ์ระวี	ระวีกุล	ผู้อำนวยการสถาบันวิจัยและพัฒนา มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
รองศาสตราจารย์ ดร.วีรชัย	พุทธรังค์	ประธานหลักสูตรนิติวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

กองบรรณาธิการ

ศาสตราจารย์เกียรติคุณ ดร.พีระศักดิ์	ศรีนิเวศน์	มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
ศาสตราจารย์ ญาณวิทย์ ดร.เมธา	วรรณพัฒน์	มหาวิทยาลัยขอนแก่น
ศาสตราจารย์ ดร.กุลเชษฐ์	เพียรทอง	มหาวิทยาลัยอุบลราชธานี
ศาสตราจารย์ ดร.เจษฎา	ธารีบุญ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ
ศาสตราจารย์ ดร.ณรงค์ฤทธิ์	สมบัติสมภาพ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี
ศาสตราจารย์ ดร.ตะวัน	สุน้อย	สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
ศาสตราจารย์ ดร.ทวนทอง	จุฑาเกตุ	มหาวิทยาลัยอุบลราชธานี
ศาสตราจารย์ ดร.ปารเมศ	ชุติมา	จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
ศาสตราจารย์ ดร.เปี่ยมศักดิ์	เมนะเศวต	จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
ศาสตราจารย์ ดร.พิเชษฐ	ลิ้มสุวรรณ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี
ศาสตราจารย์ ดร.ไพศาล	เหล่าสุวรรณ	มหาวิทยาลัยหาดใหญ่
ศาสตราจารย์ ดร.มนัส	ชัยจันทร์	มหาวิทยาลัยวลัยลักษณ์
ศาสตราจารย์ ดร.วินัย	ประลมพ์กาญจน์	มหาวิทยาลัยวลัยลักษณ์
ศาสตราจารย์ ดร.ศุภชัย	ปทุมนากุล	มหาวิทยาลัยขอนแก่น
ศาสตราจารย์ ดร.ศุภชัย	สิงห์ยะบุศย์	มหาวิทยาลัยมหาสารคาม
ศาสตราจารย์ ดร.สำเริง	จักรใจ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี
ศาสตราจารย์ ดร.สุชาติ	ลิ้มกัตัญญ	มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์
ศาสตราจารย์ ดร.สมชาติ	โสภณรณฤทธิ์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี
ศาสตราจารย์ ดร.สุทธวัฒน์	เบญจกุล	มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์
ศาสตราจารย์ ดร.สราวุฒิ	สุจิตจร	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี
ศาสตราจารย์ ดร.อรอนงค์	นัยวิกุล	มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์
รองศาสตราจารย์ ดร.กนกอร	อินทราพิเชฐ	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี
รองศาสตราจารย์ ดร.กนต์ธร	ชำนาญประศาสน์	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี
รองศาสตราจารย์ ดร.คงศักดิ์	ธาตุทอง	มหาวิทยาลัยขอนแก่น
รองศาสตราจารย์ ดร.คณิต	มุกดาใส	มหาวิทยาลัยขอนแก่น
รองศาสตราจารย์ ดร.จักรี	ศรีนนท์ฉัตร	มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลธัญบุรี
รองศาสตราจารย์ ดร.ชนกพร	เผ่าศิริ	มหาวิทยาลัยขอนแก่น
รองศาสตราจารย์ ดร.ณัฐวิวัฒน์	พลดี	มหาวิทยาลัยขอนแก่น

กองบรรณาธิการ (ต่อ)

รองศาสตราจารย์ ดร.ตรีศ
รองศาสตราจารย์ ดร.นิรัช
รองศาสตราจารย์ ดร.ปราโมทย์
รองศาสตราจารย์ ดร.ปรีชา
รองศาสตราจารย์ ดร.วุฒิพล
รองศาสตราจารย์ ดร.สมพงษ์
รองศาสตราจารย์ ดร.สมพร
รองศาสตราจารย์ ดร.สิทธิชัย
รองศาสตราจารย์ ดร.สรายุธ
รองศาสตราจารย์ อุดมศักดิ์

ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.นาถ
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.สุรภาพ
รองศาสตราจารย์ ดร.จิตติวัฒน์
รองศาสตราจารย์ ดร.เชิดศักดิ์
รองศาสตราจารย์ ดร.บัณฑิต
รองศาสตราจารย์ ดร.ปภิต
รองศาสตราจารย์ ดร.รตินันท์
รองศาสตราจารย์ ดร.อาทิตย์
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ไกรสิทธิ
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.คมเดช
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.จักษดา
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ชาคริต
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ณัฐพล
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.เดียนเพ็ญ
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.รัฐพล
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.รพีพงศ์
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ศศิพันธ์
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.สุจิตรา
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.อดิศักดิ์
ผู้ช่วยศาสตราจารย์อนุชา
ดร.จารุพงษ์
ดร.ฉันทพิชญ์
ดร.เยาวพา
ดร.รักษาดิ
ดร.วัชรินทร์
ดร.สุกัญญา

สามารถ มหาวิทยาลัยขอนแก่น
สุดสังข์ มหาวิทยาลัยนเรศวร
แพ่งคำ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี
กอเจริญ วิทยาลัยเทคโนโลยีจิตรลดา
สินธุนาวรัตน์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
ดุลย์จินดาชบาพร มหาวิทยาลัยขอนแก่น
ไชยะ จังหวัดฉะเชิงเทรา
แสงอาทิตย์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี
เดชะปัญญา มหาวิทยาลัยบูรพา
สาริบุตร สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหาร
ลาดกระบัง

สุขศิลป์ มหาวิทยาลัยนครพนม
แก้วสวัสดิ์วงศ์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
นิกายจนธาร มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
สุขศิริพัฒน์พงศ์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
กฤตาคม มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
กำบุญมา มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
เหลื่อมพล มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
อัครสุชี มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
วสุเพ็ญ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
ภาพพัฒนบุรี มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
จรัสวุฒิ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
นวลฉิมพลี มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
พิสิฐพิพัฒน์สิน มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
วงศ์สอน มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
สมนา มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
เปี่ยมสุวรรณ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
วงศ์สุทธาวาส มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
อุ้นเรือน มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
หารจริง มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
กล้าน้อย มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
บรรเทา มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
ชามาตย์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
ความหมั่น มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
กลั่นกล้า มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
ชาติบุปผาพันธ์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน
คำหล้า มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

บรรณาธิการ

โยธา มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

ฝ่ายจัดการและธุรการ

ศรีศิลป์ไชย มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

รองศาสตราจารย์ ดร.ณรงค์ศักดิ์

นางสาววลีรักษ์

สารบัญ Table of Contents

บทความวิจัย (Research Articles)

ประสิทธิภาพเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าต่อการระบายน้ำในดินเหนียวอ่อนภายใต้การจัดวางขั้วไฟฟ้าในแนวตั้ง Electrokinetic Performance on Dewatering in Soft Clay Subjected to Vertical Configurations of Electrode	1
สมใจ ยุบลชิต, อวิรุทธิ์ ชินกุลกิจนิวัฒน์ และมันทนา จุลวรรวงศ์ <i>Somjai Yubonchit, Avirut Chinkulkijniwat, and Mantana Julvorawong</i>	
การตรวจวัดวิตามินซีด้วยวิธีทางเคมีไฟฟ้าโดยใช้ขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอที่ดัดแปรด้วยฟิล์มแอนติโมนี Electrochemical Determination of Vitamin C Using Antimony Film Modified Pencil Electrode	17
สิริรัตน์ ลิคนันท์, ศรัณย์ณพัชญ์ สายเนตร และสุดาร์ตน์ สมบัติศรี <i>Sireerat Lisnund, Sarannaphat Sainet, and Sudarat Sombatsri</i>	
การศึกษาการปลดปล่อยมลพิษจากการเผาขยะชุมชนในเตาเผาขนาดเล็ก Investigation of Pollutants Derived from Municipal Solid Waste Combustion in a Small Incinerator	28
ธเนศ อุ๋นชัยศรี, ทนงค์ ฉายาวัดนะ, จารุวรรณ ภูศรี, อภิญา เดชเสถียร และปวีณ ชัยวัฒน์เสฏฐ์ <i>Thanet Unchaisri, Tanong Chayawattana, Jaruwat Poosri, Apinya Dechsathian, and Pawin Chaivatamaset</i>	
เกณฑ์สารสนเทศของเบสที่พัฒนาโดยใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียงสำหรับตัวแบบสมการหลายชั้น Bayesian Information Criterion Developed Using Unbiased Estimator for Simultaneous Equations Model	39
วรangkanา เรียนสุทธิ <i>Warangkhan Riansut</i>	
การวิเคราะห์ความพึงพอใจต่อการเดินทางโดยรถขนส่งสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมา ด้วยตัวแบบถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ AAn Analysis of Passenger Satisfaction with Public Transportation in Nakhon Ratchasima Municipality Using an Ordinal Logistic Regression Model	52
จารุพงษ์ บรรเทา, วิจัย บุญญานุสิทธิ์ และนวลพรรณ บุราณศรี <i>Jarupong Banthao, Wijai Boonyanusith, and Nuanpan Buransri</i>	
สมการไดโอแฟนไทน์ $13^x + \alpha^y = z^3$ On the Diophantine Equation $13^x + \alpha^y = z^3$	67
สุธน ตาดิ <i>Suton Tadee</i>	
การวิเคราะห์แบบจำลองการเสริมกำลังต้านทานแผ่นดินไหวของโครงอาคารคอนกรีตเสริมเหล็กด้วย วัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสโดยใช้การขยายหน้าตัดเสา Simulation Analysis of the Reinforced Earthquake Resistance of RC Building Structure Model with Glass Fiber Reinforced Polymer Using Column Section Enlargement	74
พิเชษฐ์ เกษศรี, อนุชาติ ลีอนันต์ศักดิ์ศิริ, ศักดิ์ชัย ศรีจันทร์ดำ และรังษี นันทสาร <i>Pichet Ketsri, Anuchat Leeanansaksiri, Sakchai Srichandum, and Rangsi Nanthasan</i>	

สารบัญ (ต่อ) Table of Contents (Cont.)

บทความวิจัย (Research Articles)

การประเมินการกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีตที่เกิดจากคลอไรด์ด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าแบบครึ่งเซลล์: ปัจจัยของปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์และระยะเวลาการเร่ง Evaluation of Chloride-Induced Corrosion of Reinforced Steel Bars in Concrete Using Half-Cell Potential Method: Factor of Sodium Chloride Solution Amount and Acceleration Period ธนากร ภูเงินขำ, จิตติณัฐ ปล่องกระโทก, ฉัตรทริกา เพียงพิมาย, ชัตติย ชมพวงค์, ชูดาภัก์ เดชพันธ์, ศตคุณ เดชพันธ์ และสกลวรรณ ห่านจิตสุวรรณ์ Tanakorn Phoo-ngernkham, Chittinat Plongkrathok, Chattarika Phiangphimai, Khattiya Chompoovong, Chudapak Detphan, Satakhun Detphan, and Sakonwan Hanjitsuwan	89
การพัฒนาผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่โดยใช้สารทดแทนไขมัน Development of Low-fat Ice cream Product from Broken Riceberry Rice Using Fat Substitutes เพ็ญศิริ คงสิทธิ์ และสุวรรณี ปานเจริญ Phensiri Khongsit and Suworanee Pancharoen	99
ปัจจัยแบบจำลองการพยากรณ์การทำร้ายตนเองของผู้ป่วยจิตเวชด้วยเทคนิคเหมืองข้อมูล Prediction Models of the Self-Harm for Psychiatric Patients using Data Mining Techniques โสภิตา สามารต์ และจारी ทองคำ Sopita Samart and Jaree Thongkam	110

ประสิทธิภาพเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าต่อการระบายน้ำในดินเหนียวอ่อน ภายใต้การจัดวางขั้วไฟฟ้าในแนวดิ่ง

Electrokinetic Performance on Dewatering in Soft Clay Subjected to Vertical Configurations of Electrode

สมใจ ยุบลชิต¹ อวิรุทธิ์ ชินกุลกิจนิวัฒน์^{2*} และมันทนา จุลวรรวงศ์²

Somjai Yubonchit¹ Avirut Chinkulkijniwat^{2*} and Mantana Julvorawong²

Received: July 31, 2024; Revised: October 4, 2024; Accepted: October 9, 2024

บทคัดย่อ

เพื่อประเมินประสิทธิภาพของเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าต่อการระบายน้ำและการทรุดตัวในดินเหนียวอ่อน ภายใต้การจัดเรียงขั้วไฟฟ้าในแนวดิ่ง งานวิจัยนี้สร้างแบบจำลองทางกายภาพเพื่อศึกษารูปแบบการจัดวางขั้วไฟฟ้า 2 รูปแบบ คือ Anode Top and Cathode Bottom (1AT) และ Anode Top & Bottom and Cathode Middle (2ATB) จากการศึกษาพบว่า การระบายน้ำและการทรุดตัวเกิดขึ้นมากที่สุดในช่วงแรกของการทดสอบ โดยรูปแบบ 1AT เกิดการทรุดตัวเท่ากับ 21.28 มิลลิเมตร ซึ่งต่ำกว่ารูปแบบ 2ATB ประมาณ 20 เปอร์เซ็นต์ และค่าการทรุดนี้สอดคล้อง ผลการระบายน้ำออกจากตัวอย่างดินของรูปแบบ 2ATB ที่สูงกว่า 1AT ประมาณ 10 เปอร์เซ็นต์ อย่างไรก็ตาม การวางขั้วไฟฟ้าทั้ง 2 รูปแบบ เหนียวน้ำให้เกิดการแตกร้าวภายในมวลดิน โดยการจัดวางขั้วแอโนดไว้ด้านบนสุด (1AT) ทำให้ดินด้านบนเกิดการแข็งตัวจากการระบายน้ำลงหาขั้วแคโทด ในขณะที่รูปแบบ 2ATB ซึ่งวางขั้วแอโนดบน และล่างของตัวอย่างทดสอบ ทำให้เกิดการแข็งตัวของดินทั้งสองตำแหน่งจากการระบายน้ำเข้าหาขั้วแคโทดที่วางไว้ ตำแหน่งกึ่งกลาง นอกจากนี้ยังพบว่า การแตกร้าวที่เกิดขึ้นส่งผลต่อปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับประสิทธิภาพของเทคนิค จลนศาสตร์ไฟฟ้า เช่น กระแสไฟฟ้า และความต้านทานไฟฟ้า เป็นต้น โดยพบว่าการทดสอบรูปแบบ 2ATB ใช้พลังงาน ในการทดสอบสูงกว่า 1AT ถึงประมาณ 40 เปอร์เซ็นต์ ดังนั้น การใช้เทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าอาจเหมาะสมในการใช้ระยะสั้น มากกว่าระยะยาว และควรคำนึงถึงพลังงานที่ใช้ในการเร่งการระบายและการทรุดตัวที่อาจก่อให้เกิดความสิ้นเปลืองด้วย

คำสำคัญ : จลนศาสตร์ไฟฟ้า; การระบายน้ำ; ดินเหนียวอ่อน; ขั้วไฟฟ้า

¹ คณะวิศวกรรมศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

² ศูนย์ความเป็นเลิศด้านวิศวกรรมโยธา สาขาวิชาวิศวกรรมโยธา มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี

¹ Faculty of Engineering and Technology, Rajamangala University of Technology Isan

² Center of Excellence in Civil Engineering, School of Civil Engineering, Suranaree University of Technology

* Corresponding Author, Tel. 09 7426 4161, E - mail: avirut@sut.ac.th

Abstract

To examine electrokinetic performance on dewatering and settlement in soft clay subjected to vertical configurations of electrode, this research conducted a series of experiments for two configurations of electrode. There were two configurations of electrode; 1) anode were placed at top and cathode placed at bottom boundaries namely as 1AT, and 2) two anodes were placed at top and bottom boundaries and cathode was placed at middle labeled as 2ATB. The results showed that greatest magnitudes of settlement and dewatering in soft clay for the both two configurations of electrode was shown in early stage of experiments. The 1AT yielded the settlement of 21.28 mm which was less than the settlement found in 2ATB test of about 20 %. The settlement results were corresponded to dewatering in the soil sample in which the dewatering for 2ATB was greater than that for 1AT of about 10 %. However, cracks in the soil sample were found in both the 1AT and the 2ATB. For the 1AT, the crack was appeared at top surface of the soil sample caused by downward dewatering from anode to cathode which was resulting in loss of water content nearby anode. While two anodes were placed at top and bottom boundaries of the soil sample for 2ATB, dewatering in both upward and downward directions from anodes to cathode placed at middle would generate cracks at top and bottom boundaries of the soil sample. The cracks due to reduction of water content during the experiment affects the efficiency of electrokinetic, including electric current and electrical resistance. It found that energy consumption used for 2ATB test was greater than that for 1AT of about 40 %. From the tested results, it can be conclude that electrokinetic technique is suited for any problem that requires smaller amount of dewatering within very short time period and energy consumption is also important to assess worthiness for electrokinetic usage.

Keywords: Electrokinetic; Dewatering; Soft Clay; Electrode

บทนำ

การก่อสร้างบนชั้นดินเหนียวอ่อนที่สามารถรับน้ำหนักได้น้อย และกำลังรับแรงเฉือนต่ำ จำเป็นต้องการเร่งระบายน้ำ เพื่อไม่ให้เกิดการวิบัติของดินในระหว่างการก่อสร้างหรือในอนาคตเมื่อก่อสร้างเสร็จสิ้น แต่เนื่องจากดินเหนียวอ่อนมีสัมประสิทธิ์การซึมผ่านน้ำ (Coefficient of Permeability) ต่ำ และมีปริมาณความชื้นสูง ทำให้ระยะเวลาในการระบายน้ำและการอัดตัวคายน้ำของดิน (Consolidation) ใช้ระยะเวลายาวนาน ทำให้ระยะเวลาการก่อสร้างยาวนานตามไปด้วย และหากกระบวนการอัดตัวคายน้ำยังไม่สิ้นสุด อาจก่อให้เกิดปัญหาการทรุดตัวในระหว่างการก่อสร้างหรือในอนาคตได้ ดังนั้นการก่อสร้างในพื้นที่ดินเหนียวอ่อนจำเป็นต้องทำการปรับปรุงดิน โดยการเร่งการระบายน้ำในดิน

เทคนิคการระบายน้ำแนวตั้ง (Prefabricated Vertical Drained) เป็นการปรับปรุงดินโดยการเร่งการระบายน้ำของดินในแนวตั้ง ซึ่งสามารถเร่งการทรุดตัวของดินให้เร็วขึ้น แต่อย่างไรก็ตามการปรับปรุงดินด้วยเทคนิคนี้การระบายน้ำในแนวตั้ง ในชั้นดินเหนียวอ่อนอาจเกิดการเสีรูด้านข้างในขณะที่การทรุดตัวต่ำ และทำให้การระบายน้ำออกจากดินไม่ลดลงตามเวลาที่กำหนด ดังนั้นการปรับปรุงดินด้วยเทคนิคระบบการระบายน้ำแนวตั้ง จำเป็นต้องติดตั้งชุดตรวจวัดการทรุดตัวสำหรับตรวจสอบการทรุดตัวและการเสีรูด้านข้าง เพื่อป้องกันการเสีรูดินในชั้นดินเหนียว

เทคนิคการปรับปรุงดินด้วยสุญญากาศ (Vacuum Preloading) เป็นการใช้แรงดันสุญญากาศมาทดแทนการนำดินมาถมเพื่อทำให้น้ำหนักกดทับถ่วงหน้า โดยใช้ปั๊มสุญญากาศดูดอากาศและน้ำออกจากชั้นดินเหนียว ด้วยการผ่าน PVD ซึ่งเทคนิคนี้เป็นการปรับปรุงดินโดยการเร่งการระบายน้ำในดิน อย่างไรก็ตาม การใช้เทคนิคการปรับปรุงดินด้วย

สูญญากาศ อาจส่งผลทำให้พื้นที่ข้างเคียงเกิดความเสียหาย หรืออาจเกิดรอยแยกที่บริเวณพื้นดินของขอบพื้นที่ที่ทำการปรับปรุงดินได้เนื่องจากอิทธิพลของแรงดูดที่สูง (Soralump, 2018)

เทคนิคการปรับปรุงดินด้วยจลนศาสตร์ไฟฟ้า (Electrokinetic) เป็นเทคนิคที่ถูกปรับปรุงและพัฒนาขึ้นมาใหม่ ซึ่งสามารถใช้ได้ดีในดินที่มีความชื้นสูงและมีความสามารถในการซึมผ่านน้ำของดินต่ำ โดยการปรับปรุงดินด้วยเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้า จะให้พลังงานไฟฟ้าแก่ขั้วไฟฟ้า (Electrode) เป็นตัวกลางทำให้กระแสไฟฟ้าไหลผ่านมวลดิน เมื่อกระแสไฟฟ้าเริ่มมีการไหลผ่านมวลดินแล้วทำให้เกิดการไหลของน้ำจากขั้วแอโนด (Anode) หรือขั้วบวก ไปยังขั้วแคโทด (Cathode) หรือขั้วลบ ซึ่งเทคนิคนี้สามารถนำไปประยุกต์ใช้ได้กับงานวิศวกรรมที่หลากหลาย เช่น การเสริมลาดดินให้มีเสถียรภาพมากยิ่งขึ้น การเร่งการอัดตัวคายน้ำของดิน การเพิ่มกำลังรับน้ำหนักของเสาเข็ม และการกำจัดสิ่งปนเปื้อนในดิน เป็นต้น (Estabragh et al., 2014; Mohamadi et al., 2021; Sadeghian et al., 2021) อย่างไรก็ตาม เทคนิคการปรับปรุงดินด้วยจลนศาสตร์ไฟฟ้า ยังไม่มีมาตรฐานการออกแบบการทดสอบที่แน่นอน เนื่องจากประสิทธิภาพของเทคนิคนี้ขึ้นอยู่กับหลายปัจจัย โดยเฉพาะอย่างยิ่งรูปแบบการจัดเรียงขั้วไฟฟ้า จากผลการศึกษาที่ผ่านมาพบว่า การจัดเรียงขั้วไฟฟ้าในแนวราบ (การไหลของน้ำจากขั้วแอโนดไปยังขั้วแคโทดเกิดขึ้นในแนวราบ) แบบ 2 มิติ (จัดวางแอโนด 1 ขั้ว ต่อแคโทดมากกว่า 1 ขั้ว) มีประสิทธิภาพในการระบายน้ำและเร่งการทรุดได้ดีกว่าการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าในแนวราบแบบ 1 มิติ (จัดวางแอโนด 1 ขั้ว ต่อแคโทด 1 ขั้ว) แต่การจัดเรียงแบบ 2 มิติ จะใช้ระยะเวลาในการปรับปรุงดินนานกว่าการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบ 1 มิติ (Kim et al., 2012; Kim et al., 2014; Xu et al., 2020) อย่างไรก็ตาม จากผลงานวิจัยก่อนหน้านี้ยังพบข้อจำกัดบางประการของการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าในแนวราบทั้ง 2 รูปแบบ คือปัญหาที่เกี่ยวข้องกับการเกิดรอยแตกของดินบริเวณขั้วแอโนด เนื่องจากน้ำในมวลดินมีปริมาณลดลง จึงเกิดการแทรกตัวของโพรงอากาศตามรอยแตก ทำให้การสัมผัสระหว่างมวลดินกับขั้วไฟฟ้าลดลง และส่งผลให้ประสิทธิภาพการปรับปรุงดินด้วยเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าลดลงตามไปด้วย (Malekzadeh and Sivakugan, 2016)

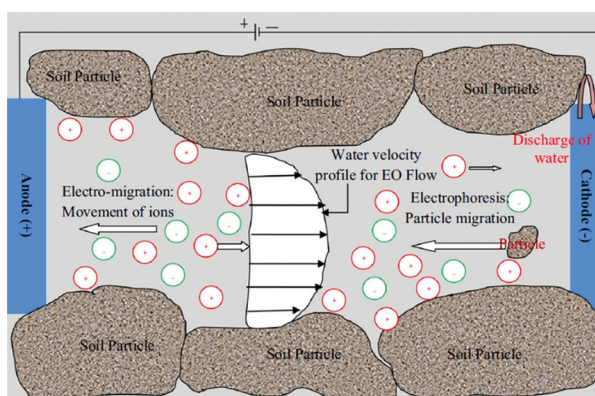
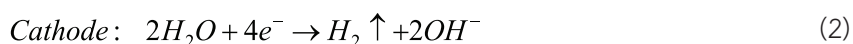
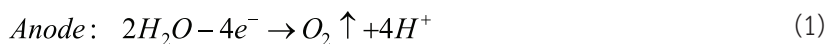
จากปัญหาการเกิดรอยแตกระหว่างการปรับปรุงดินด้วยเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าที่อาจมีอิทธิพลมาจากรูปแบบการจัดเรียงขั้วไฟฟ้า งานวิจัยนี้จึงได้ศึกษาการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าอีกรูปแบบหนึ่งซึ่งเรียกว่า การจัดเรียงขั้วไฟฟ้าในแนวตั้ง ซึ่งรูปแบบที่ทำให้เกิดการไหลของน้ำจากขั้วแอโนดไปยังขั้วแคโทดในแนวตั้ง โดยทำการศึกษาด้วยแบบจำลองกายภาพย่อส่วนในห้องปฏิบัติการจากการสังเกตและตรวจวัดพฤติกรรมที่เกิดขึ้นในมวลดิน เช่น การระบายน้ำ การทรุดตัว การเกิดรอยแตก ความเป็นกรด-ด่าง (pH) ความร้อน รวมทั้งพลังงานไฟฟ้าที่ใช้ในระหว่างทดสอบ และวิเคราะห์การเปลี่ยนแปลงที่ส่งผลต่อการปรับปรุงดินด้วยเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้า

กระบวนการทางจลนศาสตร์ไฟฟ้า

กระบวนการทางจลนศาสตร์ไฟฟ้าประกอบด้วย 3 กระบวนการ ได้แก่ (1) อิเล็กโทรโฟรีซิส (Electrophoresis) เป็นการเคลื่อนที่ของอนุภาคดินที่มีประจุไฟฟ้าเมื่อมีแหล่งกำเนิดไฟฟ้ามากระทำ โดยอนุภาคเคลื่อนที่เข้าหาขั้วบวก ในขณะที่ของเหลวหรือสารละลายหยุดนิ่งไม่มีการเคลื่อนที่ (2) อิเล็กโทรออสโมซิส (Electro-osmosis) เป็นกระบวนการเคลื่อนที่ของน้ำจากขั้วแอโนดไปยังขั้วแคโทด ซึ่งเกิดขึ้นเนื่องจากอิทธิพลของแหล่งกำเนิดไฟฟ้า ส่งผลให้ของเหลวหรือสารละลายอิเล็กโทรไลต์รอบ ๆ อนุภาค เกิดการเคลื่อนที่ในขณะที่อนุภาคดินหยุดนิ่ง และ (3) อิเล็กโทรไมเกรชัน (Electro-migration) เป็นการเคลื่อนที่ของไอออน (Ions) ไปยังขั้วตรงข้ามกับไอออนนั้น ๆ โดยไอออนบวก (Cation) จะเคลื่อนที่ไปยังขั้วแคโทด ในขณะที่ไอออนลบ (Anion) เคลื่อนที่ไปยังขั้วแอโนด ดังรูปที่ 1 (Pandey and Rajesh, 2019)

การให้พลังงานไฟฟ้าแก่มวลดินโดยมีขั้วไฟฟ้าเป็นตัวกลาง ทำให้กระแสไฟฟ้าสามารถไหลผ่านอนุภาคดิน ส่งผลให้กระแสไฟฟ้าในอนุภาคดินเพิ่มขึ้น และเมื่อเวลาผ่านไปกระแสไฟฟ้าในอนุภาคดินจะลดลง เนื่องจากกระแสไฟฟ้าไหลผ่านในอนุภาคดินซึ่งในอนุภาคดินจะมีโมเลกุลน้ำ โดยน้ำเป็นสารละลายอิเล็กโทรไลต์ (Electrolyte) ทำให้เกิดปฏิกิริยาอิเล็กโทรลิซิส (Electrolysis) ทำให้โมเลกุลของน้ำแตกตัวเป็นไฮโดรเจนไอออน (H^+) ที่บริเวณขั้วแอโนด ดังสมการที่ (1) และไฮดรอกไซด์ไอออน (OH^-) ที่บริเวณขั้วแคโทด ดังสมการที่ (2) โดยไฮโดรเจนไอออน จะเคลื่อนที่ไปจับกับประจุไฟฟ้าที่บริเวณผิวดินซึ่งมีประจุลบ เนื่องจากประจุไฟฟ้าที่มีขั้วไฟฟ้าตรงข้ามกันจะเคลื่อนที่และจับตัวกัน ซึ่งเกิดขึ้นอย่างรวดเร็วในช่วงแรกและหลังจากนั้นจะช้าลง เนื่องจากประจุไฟฟ้าที่เป็นไฮโดรเจนไอออน จับตัวกับประจุลบที่ผิวดินทั้งหมดแล้ว ส่งผลให้ประจุอิสระบางประจุเท่านั้นที่เริ่มกระจายตัวไปจับตัวกับไฮดรอกไซด์ไอออน จึงส่งผลให้

กระแสไฟฟ้าในมวลดินลดลง เมื่อประจุไฟฟ้าในดินลดลง ส่งผลให้กระแสในดินลดลงและส่งผลให้ความต้านทานเพิ่มขึ้น และการเคลื่อนที่ของประจุไฟฟ้าในดิน ทำให้เกิดการแลกเปลี่ยนของประจุไฟฟ้า และทำให้ pH ในดินเกิดการเปลี่ยนแปลง (Acar et al., 1993; Alshawabkeh and Acar, 1996; Sah and Chen, 1998; Bergado et al., 2003) และเมื่อเวลาผ่านไปขั้วไฟฟ้าอาจถูกกัดกร่อนที่ขั้วแอโนดจากการสูญเสียอิเล็กตรอน (Xue et al., 2017; Sadeghian et al., 2022)



รูปที่ 1 กระบวนการจลนศาสตร์ไฟฟ้า (Pandey and Rajesh, 2019)

วิธีดำเนินการวิจัย

1. แบบจำลองการระบายน้ำในดินเหนียวด้วยเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าในห้องปฏิบัติการ

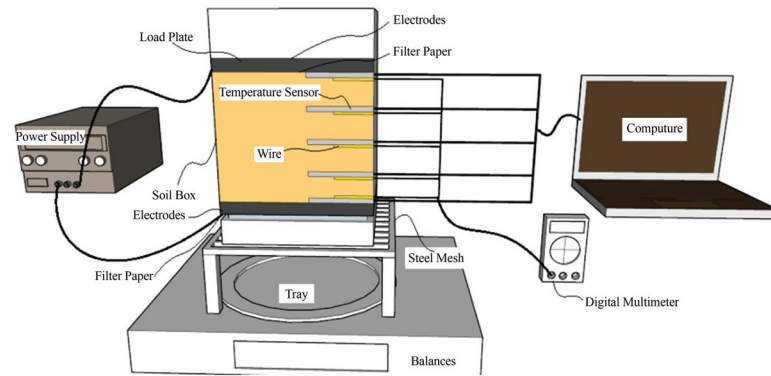
งานวิจัยนี้ศึกษาอิทธิพลของการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าต่อการระบายน้ำในแนวตั้งในดินเหนียวอ่อนผ่านแบบจำลองทางกายภาพในห้องปฏิบัติการ ดังรูปที่ 2 แสดงภาพรวมของแบบจำลองทางกายภาพ โดยแบบจำลองประกอบด้วยอุปกรณ์และเครื่องมือต่าง ๆ ดังนี้

- 1.1 กล้องทดสอบอะคริลิกใสสำหรับใส่ตัวอย่างดิน
- 1.2 ฐานรองรับรองกล้องทดสอบ
- 1.3 คอมพิวเตอร์สำหรับบันทึกข้อมูลการทดลอง
- 1.4 เครื่องชั่งน้ำหนักสำหรับอ่านค่าน้ำหนักที่หายไปในห้องทดสอบตลอดการทดลอง
- 1.5 แหล่งกำเนิดไฟฟ้า (Power Supply) สำหรับแปลงสัญญาณไฟฟ้ากระแสสลับจากแหล่งกำเนิด

ให้เป็นไฟฟ้ากระแสตรง ซึ่งสามารถจ่ายกระแสไฟฟ้าได้สูงสุด 20 แอมแปร์ ความละเอียด 0.1 แอมแปร์ แรงดันไฟฟ้าสูงสุด 30 โวลต์ ความละเอียด 0.1 โวลต์ ความถูกต้อง $\pm 1\%$

1.6 มัลติมิเตอร์ (Digital Multimeter) สำหรับวัดค่าทางไฟฟ้า ได้แก่ แรงดันไฟฟ้า กระแสไฟฟ้า ความต้านทานไฟฟ้า

- 1.7 เครื่องวัดกรด-ด่าง (pH) ชนิดปากกา แสดงผลแบบดิจิทัลมีช่วงในการวัด 0.0 ถึง 14.0 pH
- 1.8 เซ็นเซอร์วัดอุณหภูมิรุ่น DS18B20 วัดอุณหภูมิมีความละเอียดตั้งแต่ 9 - 12 บิต



(ก) ภาพร่างแบบจำลอง

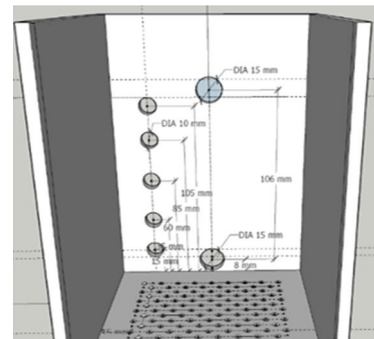


(ข) ภาพถ่ายแบบจำลองในห้องปฏิบัติการ

รูปที่ 2 แบบจำลองทางกายภาพในห้องปฏิบัติการ

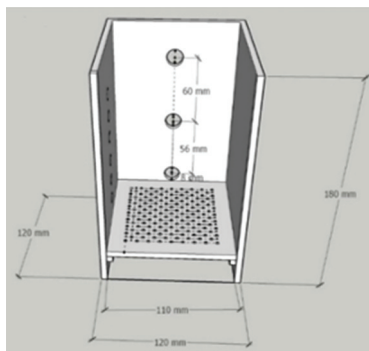


(ก) ภาพถ่ายกล่องทดสอบ

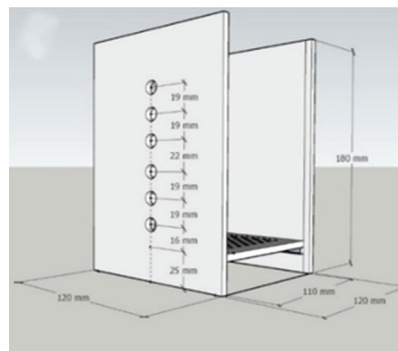


(ข) ลักษณะรูเจาะสำหรับเชื่อมต่อแหล่งกำเนิดไฟฟ้า
กรณีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่ง

รูปที่ 3 รายละเอียดกล่องทดสอบ



(ค) ลักษณะรูเจาะสำหรับเชื่อมต่อ
เซ็นเซอร์วัดอุณหภูมิ และสายไฟวัดความต่าง
ศักย์ไฟฟ้า กรณีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้า
แบบสองต่อหนึ่ง



(ง) ลักษณะรูเจาะสำหรับเชื่อมต่อ
กับแหล่งกำเนิดไฟฟ้า เซ็นเซอร์วัดอุณหภูมิ
และสายไฟวัดความต่างศักย์ไฟฟ้า
กรณีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่ง

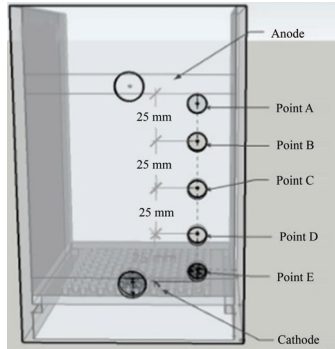
รูปที่ 3 รายละเอียดกล่องทดสอบ (ต่อ)

รูปที่ 3 แสดงรายละเอียดของกล่องทดสอบ โดยทำจากอะคริลิกใสเพื่อให้ง่ายต่อการมองเห็นและสังเกตพฤติกรรมของดินที่เปลี่ยนไปดังรูปที่ 3(ก) มีความหนา 5 มิลลิเมตร ความกว้าง 120 มิลลิเมตร ความยาว 120 มิลลิเมตร และสูง 180 มิลลิเมตร โดยฐานของกล่องทดสอบจะยกสูงขึ้นมาจากระดับด้านล่างสุด 25 มิลลิเมตร เพื่อเป็นพื้นที่สำหรับรองรับน้ำที่ระบายออก ฐานของแบบทดสอบขนาด 110 X 110 ตารางมิลลิเมตร หนา 5 มิลลิเมตร เจาะรูขนาด 3 มิลลิเมตร โดยเจาะแบบสลับฟันปลา เพื่อให้สามารถระบายออกได้

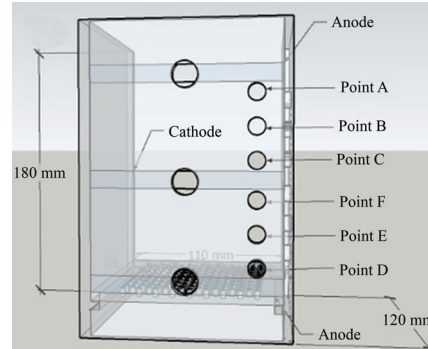
กรณีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่ง เจาะรูขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 15 มิลลิเมตร จำนวน 2 รู ใช้สำหรับเชื่อมต่อขั้วไฟฟ้ากับแหล่งกำเนิดไฟฟ้า ระยะห่างจากฐานถึงเส้นผ่านศูนย์กลางรูเจาะ 8 และ 114 มิลลิเมตร และด้านข้างเจาะรูขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 10 มิลลิเมตร จำนวน 5 รู สำหรับเชื่อมต่อเซ็นเซอร์วัดอุณหภูมิและสายไฟเพื่อวัดความต่างศักย์ไฟฟ้าพร้อมทั้งใช้สำหรับระบายน้ำซึ่งมีระยะห่างจากฐานถึงเส้นผ่านศูนย์กลางรูเจาะ 15 35 60 85 และ 105 มิลลิเมตร ตามลำดับ ดังรูปที่ 3(ข)

สำหรับการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบสองต่อหนึ่ง ด้านข้างด้านหนึ่งของกล่องอะคริลิกเจาะรูขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 15 มิลลิเมตร จำนวน 3 รู ใช้สำหรับเชื่อมต่อขั้วไฟฟ้ากับแหล่งกำเนิดไฟฟ้า ระยะห่างจากฐานถึงเส้นผ่านศูนย์กลางรูเจาะ 8 64 และ 124 มิลลิเมตร ตามลำดับ ดังรูปที่ 3(ค) และอีกด้านหนึ่งเจาะรูขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 10 มิลลิเมตร จำนวน 6 รู สำหรับเชื่อมต่อเซ็นเซอร์วัดอุณหภูมิและสายไฟเพื่อวัดความต่างศักย์ไฟฟ้าพร้อมทั้งใช้สำหรับระบายน้ำซึ่งมีระยะห่างจากฐานถึงเส้นผ่านศูนย์กลางรูเจาะ 16 35 54 76 95 และ 114 มิลลิเมตร ตามลำดับ ดังรูปที่ 3(ง)

ในการศึกษานี้ใช้ขั้วไฟฟ้าที่ทำจากวัสดุแกรไฟต์ โดยแบ่งการทดสอบตามการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าออกเป็น 2 รูปแบบ ได้แก่ 1) รูปแบบ 1AT เป็นการจัดเรียงขั้วแอโนดหนึ่งขั้วและแคโทดหนึ่งขั้ว (1:1) โดยวางขั้วแอโนดไว้ด้านบนและขั้วแคโทดไว้ด้านล่าง (Anode Top and Cathode Bottom, 1AT) ดังรูปที่ 4(ก) และ 2) รูปแบบ 2ATB เป็นการจัดเรียงขั้วแอโนดสองขั้วและแคโทดหนึ่งขั้ว (2:1) วางขั้วแอโนดไว้ด้านบนและด้านล่าง และวางขั้วแคโทดไว้ตรงกลาง (Anode Top & Bottom and Cathode Middle, 2ATB) ดังรูปที่ 4(ข)



(ก) รูปแบบ 1AT



(ข) รูปแบบ 2ATB

รูปที่ 4 การจัดเรียงขั้วไฟฟ้าสำหรับการศึกษาในบทความนี้

2. คุณสมบัติดินและการเตรียมตัวอย่างดิน

ดินที่ใช้ทดลองเป็นตัวอย่างดินเหนียวที่เก็บมาจากเขตหนองจอก กรุงเทพมหานคร โดยเก็บตัวอย่างแบบ แปรสภาพ (Disturb Sample) ที่ระดับความลึก 3 - 5 เมตร จากผิวดิน ตัวอย่างดินถูกมาทดสอบคุณสมบัติพื้นฐานในห้องปฏิบัติการ ได้แก่ ความถ่วงจำเพาะของเม็ดดิน (Specific Gravity) ตามมาตรฐาน ASTM D 854-00 หาขีดจำกัดเหลวของดิน (Liquid Limit) และขีดจำกัดพลาสติกของดิน (Plastic Limit) ตามมาตรฐาน ASTM D 4318-93 นอกจากนี้ตัวอย่างดินเหนียวที่ใช้ในการศึกษามากกว่าร้อยละ 50 มีขนาดอนุภาคเล็กกว่า 0.075 มิลลิเมตร (ผ่านตะแกรงเบอร์ 200) เมื่อนำไปจำแนกดินตามระบบ USCS (Unified Soil Classification System) พบว่า ตัวอย่างดินเหนียวที่ใช้ในการศึกษาเป็นดินเหนียวที่มีความเป็นพลาสติกสูง (High Plasticity Clay, CH) โดยคุณสมบัติของดินทั้งหมดดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 คุณสมบัติพื้นฐานของดิน

Soil Properties	Value	Method
Specific Gravity, $G_s(-)$	2.63	ASTM D854-00
Liquid Limit, $LL(\%)$	80	ASTM D4318-93
Plastic Limit, $PL(\%)$	30	ASTM D4318-93
Plasticity Index, $PI(\%)$	50	$PI = LL - PL$
Natural Water Content, $W_n(\%)$	111	ASTM D 4959-00
Soil Type	CH	USCS



(ก) ตัวอย่างดินก่อนเตรียม



(ข) ปั่นตัวอย่างให้เป็นเนื้อเดียวกัน

รูปที่ 5 การเตรียมตัวอย่างดินเหนียวอ่อน



(ค) เนื้อดินหลังการเตรียมตัวอย่าง

รูปที่ 5 การเตรียมตัวอย่างดินเหนียวอ่อน (ต่อ)

รูปที่ 5 แสดงการเตรียมตัวดินเหนียวที่ใช้ในงานวิจัยนี้ โดยดินตัวอย่างที่เก็บจากแหล่งตัวอย่าง (รูปที่ 5(ก)) ไปกวนด้วยเครื่องกวนให้มีความเป็นเนื้อเดียวกันดังรูปที่ 5(ข) จากงานวิจัยของ Malekzadeh and Sivakugan (2016) พบว่า เทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าเหมาะสมกับดินเหนียวอ่อนที่มีความชื้นเริ่มต้นประมาณ 1.6 เท่าของขีดจำกัดเหลว ดังนั้นการศึกษานี้จึงผสมน้ำให้แก่มวลดิน เพื่อให้ดินเป็นดินเหนียวอ่อนซึ่งมีความชื้นในดินเริ่มต้นประมาณ 128 % โดยประมาณ ดินที่ผ่านการผสมน้ำเพิ่มแล้วมีลักษณะดังรูปที่ 5(ค)

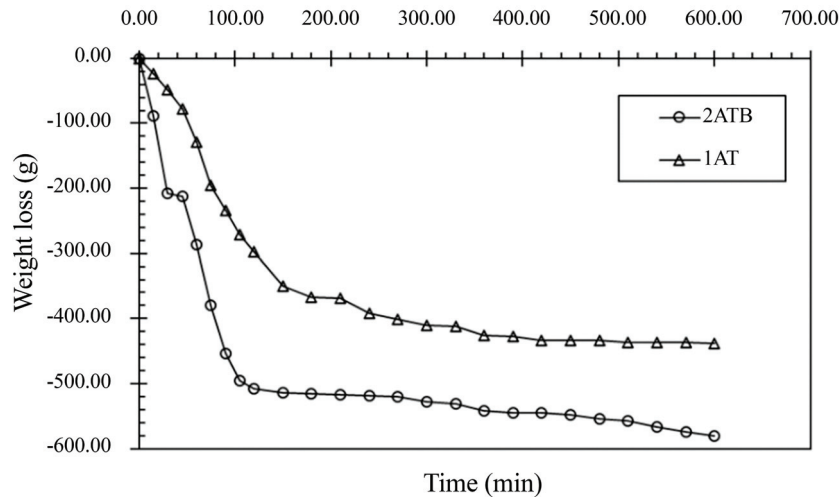
ผลการวิจัยและวิจารณ์ผล

การศึกษานี้ได้แบ่งการทดสอบออกเป็น 2 รูปแบบ โดยการวางขั้วไฟฟ้าแกรไฟต์แบบ 1AT และ 2ATB ในการทดสอบใช้ กระแสไฟฟ้าแบบต่อเนื่อง แรงดันไฟฟ้า 30 โวลต์ เป็นเวลา 10 ชั่วโมง โดยใช้น้ำหนักบรรทุกกดทับบริเวณผิวดิน ขนาด 3 กิโลกรัม ทุกรูปแบบการทดสอบ ผลการทดสอบจะแสดงการระบายน้ำ การหลุดตัว กระแสไฟฟ้า อุณหภูมิ ความต่างศักย์ไฟฟ้า ค่า pH ในตัวอย่างดินเหนียวอ่อน ดังต่อไปนี้

1. การระบายน้ำในตัวอย่างดินเหนียวอ่อน

รูปที่ 6 แสดงความสัมพันธ์ระหว่างน้ำหนักที่เปลี่ยนแปลงกับเวลา สำหรับการทดสอบที่มีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้า ในแนวตั้งแบบหนึ่งต่อหนึ่งและสองต่อหนึ่ง รูปแบบ 1AT และ 2ATB พบว่า เมื่อสิ้นสุดการทดสอบปริมาณน้ำที่ระบาย ออกจากระบบมีปริมาณ 437.40 กรัม (น้ำหนักดินเริ่มต้น 1536.7 กรัม) สำหรับการทดสอบ 1AT และ 580.60 กรัม (น้ำหนักดินเริ่มต้น 1524.6 กรัม) สำหรับการทดสอบ 2ATB ผลการทดสอบแสดงให้เห็นว่าการระบายน้ำเมื่อใช้เทคนิค จลนศาสตร์ไฟฟ้าสามารถระบายน้ำได้อย่างรวดเร็วในช่วงแรก (0 - 120 นาที) และการระบายน้ำจะลดลงอย่างรวดเร็ว เมื่อการทดสอบผ่านไประยะหนึ่ง ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาของ Tang et al. (2021)

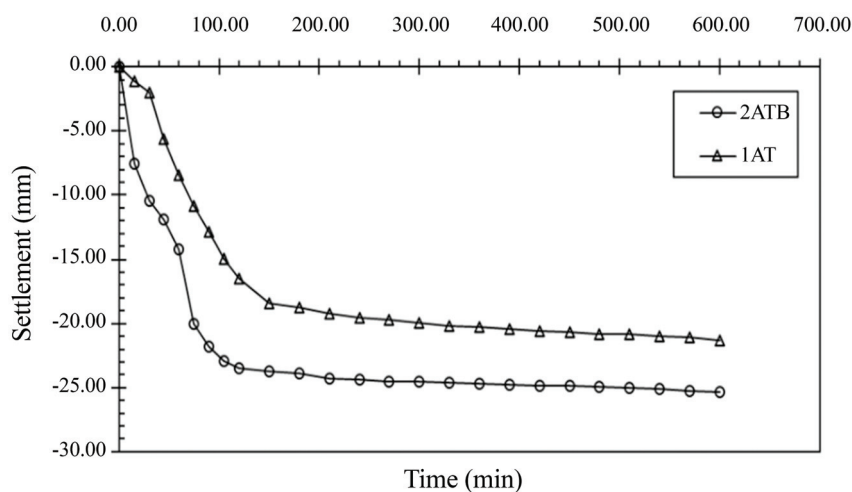
การศึกษานี้พบว่า การจัดเรียงขั้วไฟฟ้ารูปแบบ 2ATB ปริมาณน้ำที่สามารถระบายออกจากระบบได้มากกว่า การจัดเรียงไฟฟ้ารูปแบบ 1AT อย่างมีนัยสำคัญ ทั้งยังสามารถเร่งการระบายน้ำได้อย่างรวดเร็วตั้งแต่ช่วงเริ่มต้น ทั้งนี้เนื่องจากการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าสองต่อหนึ่งมีระยะห่างระหว่างขั้วแอโนดและแคโทดน้อยกว่า ทำให้ระยะทางในการเคลื่อนที่ ของน้ำลดลงและสามารถระบายน้ำออกได้เร็วขึ้น และกระแสไฟฟ้าในระบบของการทดสอบ 2ATB มากกว่า 1AT ทำให้การเกิดปฏิกิริยาเคมีได้อย่างรวดเร็ว ส่งผลให้การเคลื่อนตัวของน้ำจากขั้วแอโนดไปยังแคโทดเร็วขึ้น



รูปที่ 6 ความสัมพันธ์ระหว่างน้ำหนักที่เปลี่ยนแปลงไปกับเวลา

2. การทรุดตัวในตัวอย่างดินเหนียวอ่อน

รูปที่ 7 แสดงความสัมพันธ์ระหว่างการทรุดตัวของดินกับเวลาของการทดสอบที่มีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่งรูปแบบ 1AT และสองต่อหนึ่งรูปแบบ 2ATB ค่าการทรุดตัวที่ได้เป็นค่าการทรุดตัวที่วัดได้จากเวอร์เนีย โดยทำการเฉลี่ยค่าที่วัดได้ทั้ง 4 ด้านของกล่องทดสอบซึ่งการทรุดตัวอาจเกิดขึ้นไม่สม่ำเสมอทุกด้าน จากผลการทดสอบในรูปที่ 7 แสดงให้เห็นว่า เมื่อใช้เทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าช่วยเร่งการระบายน้ำในดินเหนียวกรุงเทพฯ ดินเกิดการทรุดตัวอย่างรวดเร็วในช่วงแรกของการทดสอบและการทรุดตัวลดลงเมื่อเวลาผ่านไประยะหนึ่ง ซึ่งสัมพันธ์กับปริมาณการระบายน้ำออกจากระบบ งานวิจัยของ Shang and Lo (1997) และ Bergado (2003) พบว่าการทรุดตัวสุดท้ายของทั้ง 2 รูปแบบมีค่าต่างกันประมาณ 20 % โดยการทดสอบแบบ 1AT มีการทรุดตัวเมื่อสิ้นสุดการทดสอบอยู่ที่ 21.28 มิลลิเมตร ขณะที่การทดสอบแบบ 2ATB มีการทรุดตัวเมื่อสิ้นสุดการทดสอบอยู่ที่ 25.32 มิลลิเมตร



รูปที่ 7 ความสัมพันธ์ระหว่างการทรุดตัวกับเวลา



(ก) รูปแบบ 1AT



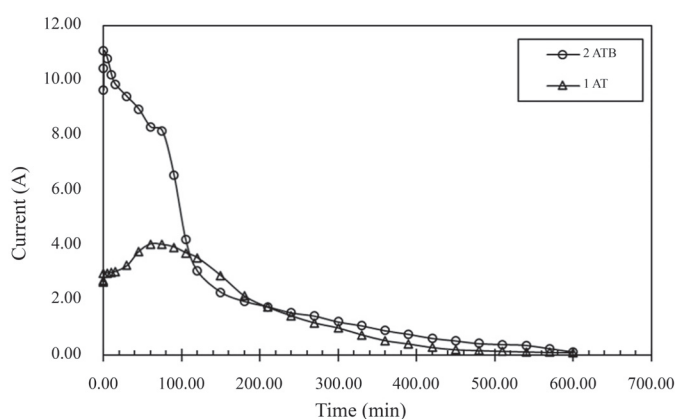
(ข) รูปแบบ 2ATB

รูปที่ 8 ตัวอย่างดินเมื่อเสร็จสิ้นการทดสอบ

การจัดเรียงขั้วไฟฟ้าที่มีการวางตำแหน่งขั้วแอโนดไว้ด้านบนและขั้วแคโทดไว้ด้านล่างส่งผลให้เกิดการเคลื่อนที่ของอนุภาคดินจากขั้วแคโทดไปยังขั้วแอโนดขึ้นด้านบนเนื่องจากปฏิกิริยาอิเล็กโทรโฟรีซิส ซึ่งเหนี่ยวนำให้ภายในมวลดินเกิดรอยแตกรอยขึ้น (Malekzadeh and Sivakugan, 2017) ซึ่งในการทดสอบรูปแบบ 1AT และ 2ATB มีการวางตำแหน่งของขั้วแอโนดด้านบนและแคโทดด้านล่างอย่างน้อยหนึ่งชั้น จึงส่งผลให้ดินเมื่อสิ้นสุดการทดสอบเกิดรอยแตกกว้างของดินขึ้น ดังรูปที่ 8

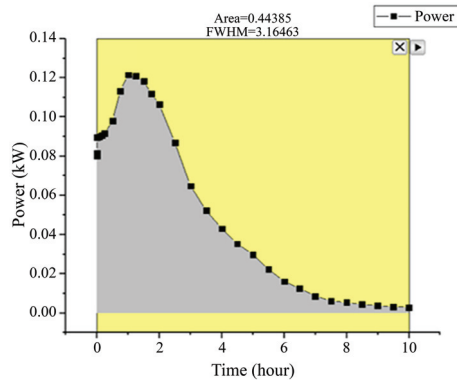
3. กระแสไฟฟ้าและพลังงานที่ใช้ในการทดสอบ

การศึกษานี้อ่านค่ากระแสไฟฟ้าจากแหล่งกำเนิดไฟฟ้าโดยตรง รูปที่ 9 แสดงความสัมพันธ์ของกระแสไฟฟ้ากับเวลาการทดสอบที่มีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่งและสองต่อหนึ่ง รูปแบบ 1AT และ 2ATB พบว่า รูปแบบ 2ATB กระแสไฟฟ้าเพิ่มขึ้นจนถึงจุดสูงสุดอย่างรวดเร็วแล้วจึงลดลงทันทีอย่างช้า ๆ และหลังจาก 100 นาที กระแสไฟฟ้าจะลดลงอย่างรวดเร็วและลดลงอย่างต่อเนื่องจนเริ่มคงที่และมีค่าเข้าใกล้ศูนย์ อย่างไรก็ตามกระแสไฟฟ้ารูปแบบ 1AT กระแสไฟฟ้าจะถึงจุดสูงสุดช้ากว่ารูปแบบ 2ATB แต่หลังจาก 100 นาทีทั้งสองรูปแบบจะมีแนวโน้มของกระแสไฟฟ้าลดลงจนเริ่มคงที่จนมีค่าเข้าใกล้ศูนย์

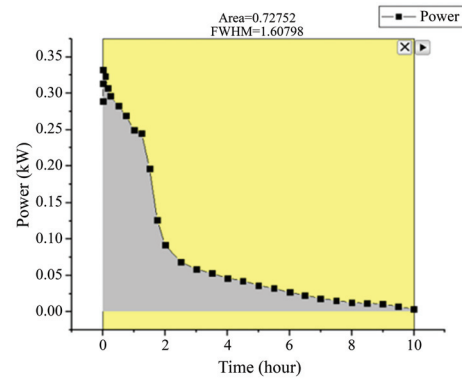


รูปที่ 9 ความสัมพันธ์ระหว่างกระแสไฟฟ้ากับเวลา

การศึกษานี้พบว่า กระแสไฟฟ้าเมื่อจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบสองต่อหนึ่งมีกระแสไฟฟ้าสูงกว่าการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่ง (4.05 แอมแปร์ สำหรับรูปแบบ 1AT และ 11.09 แอมแปร์ สำหรับรูปแบบ 2ATB) เนื่องจากการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบสองต่อหนึ่งมีการเพิ่มขั้วไฟฟ้าในระบบหนึ่งจุด ทำให้กระแสไฟฟ้าสามารถไหลเวียนในระบบได้สูงขึ้น จึงส่งผลให้เกิดปฏิกิริยาเคมีภายในมวลดินเกิดขึ้นได้รวดเร็วขึ้นเป็นผลทำให้มีกระแสไฟฟ้าสูงสุดตั้งแต่ช่วงเริ่มต้นการทดสอบ



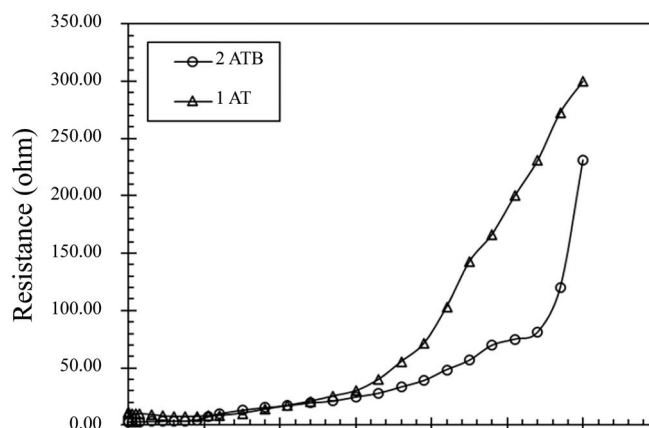
(ก) รูปแบบ 1AT



(ข) รูปแบบ 2ATB

รูปที่ 10 Energy Consumption

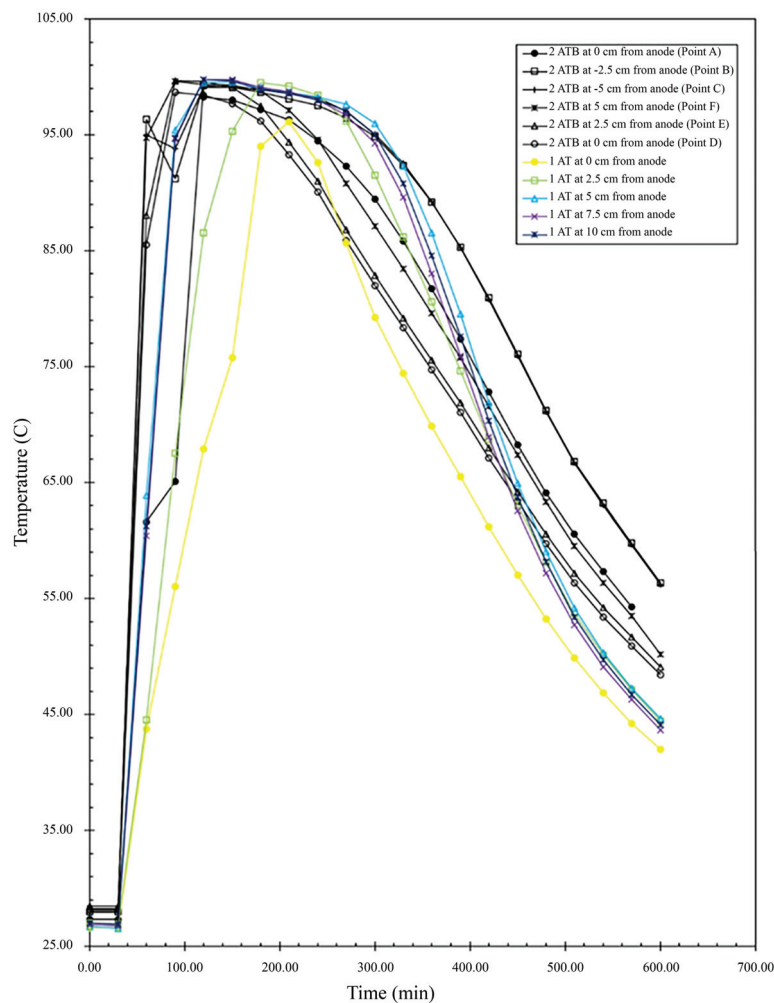
พลังงานที่ใช้ในการทดสอบแปรผันโดยตรงพื้นที่ใต้กราฟความสัมพันธ์ระหว่างกระแสไฟฟ้ากับเวลา (รูปที่ 10) ซึ่งคำนวณได้จากผลคูณของพื้นที่ใต้กราฟกับแรงดันไฟฟ้าที่ใช้ในการทดสอบขนาด 30 โวลต์ จากการอ่านค่าพื้นที่ใต้กราฟพบว่า การทดสอบแบบ 1AT มีพื้นที่ใต้กราฟเท่ากับ 0.44385 kWh ซึ่งต่ำกว่าการทดสอบแบบ 2ATB (0.72752 kWh) ถึงประมาณ 40 % นั้นแสดงให้เห็นว่า การทดสอบแบบ 2ATB ใช้พลังงานสูงกว่า 1AT เนื่องจากรูปแบบ 2ATB มีการไหลเวียนของกระแสไฟฟ้าในระบบสูงกว่ารูปแบบ 1AT จึงส่งผลให้มีการใช้พลังงานมากกว่า



รูปที่ 11 ความสัมพันธ์ระหว่างความต้านทานไฟฟ้ากับเวลา

4. ความต้านทานไฟฟ้า

รูปที่ 11 แสดงความสัมพันธ์ระหว่างความต้านทานไฟฟ้ากับเวลา สำหรับการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่ง และสองต่อหนึ่ง รูปแบบ 1AT และ 2ATB พบว่ารูปแบบ 1AT หลังผ่านไป 300 นาที ความต้านทานสูงขึ้นอย่างรวดเร็ว และรูปแบบ 2ATB หลังผ่านไป 500 นาที ความต้านทานจะสูงขึ้นอย่างรวดเร็วเช่นกัน ทั้งนี้เนื่องจากช่วงเวลาดังกล่าว ปริมาณความชื้นในดินลดลงค่อนข้างมากจากผลของการระบายน้ำ จึงส่งผลให้ความต้านทานลงอย่างรวดเร็ว มีแนวโน้มสอดคล้องกับการศึกษาของ Xue et al. (2017)



รูปที่ 12 ความสัมพันธ์ระหว่างอุณหภูมิกับเวลา

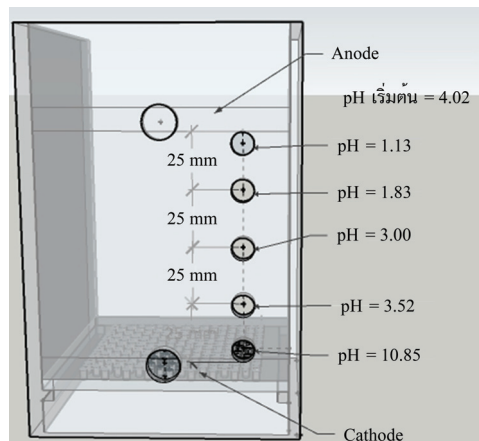
5. อุณหภูมิ

รูปที่ 12 แสดงความสัมพันธ์ระหว่างอุณหภูมิกับเวลา ณ ตำแหน่งต่าง ๆ ในมวลดิน (จุด A B C D และ E ดังรูปที่ 4(ก)) สำหรับการทดสอบที่มีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่งรูปแบบ 1AT และที่ระยะต่าง ๆ (จุด A B C F E และ D ดังรูปที่ 4(ข)) สำหรับการทดสอบที่มีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าสองต่อหนึ่ง รูปแบบ 2ATB ตามลำดับ ผลทดสอบแสดงให้เห็นว่าอุณหภูมิเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วจนถึงจุดสูงสุดในช่วง 100 - 200 นาทีแรก ก่อนค่อย ๆ ลดลงเมื่อเวลาผ่านไป ซึ่งการเพิ่มขึ้นของอุณหภูมิอย่างรวดเร็วในช่วงแรกเกิดจากอัตราการเกิดปฏิกิริยาเคมีในช่วงเริ่มต้นสูง และเมื่อประจุไฟฟ้าในดินเกิดการถ่ายเท ทำให้อัตราการเกิดปฏิกิริยาไฟฟ้าเคมีลดลง อุณหภูมิในดินโดยรอบค่อย ๆ ลดลง ทั้งนี้การที่อัตราการเกิดปฏิกิริยาไฟฟ้าเคมีลดลง มีสาเหตุมาจากการลดลงของความชื้นในดินระหว่างการทดสอบ

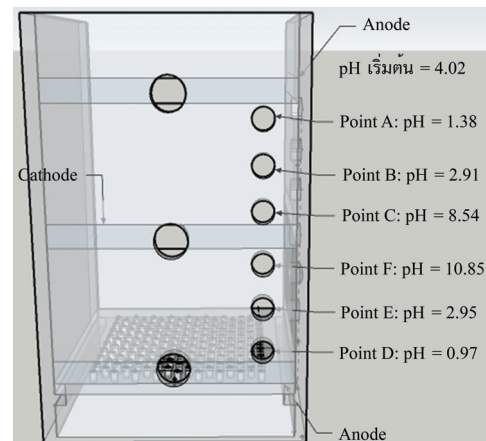
สำหรับการทดสอบแบบ 1AT และ 2ATB อุณหภูมิสูงสุดที่ขั้วไฟฟ้าทั้งสองมีค่าใกล้เคียงกัน สำหรับรูปแบบ 1AT อุณหภูมิสูงสุดบริเวณขั้วแอโนดและแคโทดมีค่าประมาณ 96.12 และ 99.75 องศาเซลเซียส และสำหรับรูปแบบ 2ATB อุณหภูมิบริเวณขั้วแอโนด (จุด A และ D ดังรูปที่ 4(ข)) มีค่าเท่ากับ 99.44 และ 98.69 องศาเซลเซียส ขณะที่บริเวณขั้วแคโทด (จุด C และจุด F ดังรูปที่ 4(ข)) มีค่าเท่ากับ 99.12 และ 99.62 องศาเซลเซียส อย่างไรก็ตามอุณหภูมิของดินบริเวณขั้วแอโนดจะมีค่าสูงสุดเป็นช่วงเวลาสั้น ๆ และลดลงเร็วกว่าการลดลงของอุณหภูมิในดินบริเวณขั้วแคโทด การที่การทดสอบรูปแบบ 1AT และ 2ATB มีค่าใกล้เคียงกัน ทั้งนี้อาจเนื่องจากรูปแบบ 1AT มีความต้านทานสูงกว่าแต่มีกระแสไฟฟ้าต่ำกว่า รูปแบบ 2ATB ส่งผลให้อุณหภูมิทั้งสองรูปแบบใกล้เคียงกัน

6. ความเป็นกรด-ด่าง (pH)

รูปที่ 13 แสดงการเปลี่ยนแปลง pH ของดินหลังเสร็จสิ้นการทดสอบที่ตำแหน่งต่าง ๆ สำหรับการจัดเรียง ขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่งและสองต่อหนึ่ง รูปแบบ 1AT และ 2ATB ผลการทดสอบทั้งสองรูปแบบแสดงให้เห็นว่า เมื่อเข้าใกล้บริเวณขั้วแอโนด ดินเหนียวจะมีค่า pH ต่ำลงเรื่อย ๆ หรือดินมีสภาพเป็นกรดมากขึ้น และมีสภาพเป็นด่างเมื่ออยู่ใกล้ขั้วแคโทด ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาของ Hamed et al. (1991) Estabragh et al. (2014) และ Sadeghian et al. (2022) และยิ่งอีกพบว่า ขั้วแอโนดถูกกัดกร่อนเนื่องจากสภาพดินในบริเวณนี้มีความเป็นกรดสูง ดังรูปที่ 14 สอดคล้องกับการศึกษาของ Sadeghian et al. (2022)



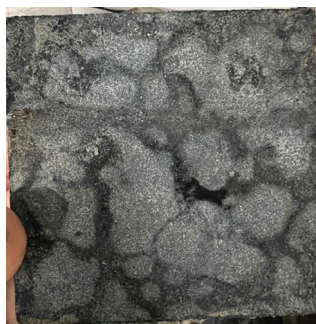
(ก) รูปแบบ 1AT



(ข) รูปแบบ 2ATB

รูปที่ 13 pH ของดินที่ตำแหน่งต่าง ๆ เมื่อเสร็จสิ้นการทดสอบ

การกัดกร่อนที่เกิดขึ้นมีสาเหตุจากอนุภาคของน้ำในมวลดินเกิดการแตกตัวเป็นไฮโดรเจนไอออนที่ขั้วแอโนด และไฮดรอกไซด์ไอออนที่ขั้วแคโทด ไฮโดรเจนไอออนจะเคลื่อนตัวเพื่อจับกับประจุลบที่ผิวดินเหนียวทำให้ดินที่บริเวณขั้วแอโนดมีสภาพเป็นกรด และบริเวณขั้วแคโทดมีสภาพเป็นด่าง Hamed et al. (1991) ได้อธิบายว่า เมื่อดินที่อยู่บริเวณขั้วแอโนดจับกับไฮโดรเจนไอออนจนสมบูรณ์ ไฮโดรเจนไอออนอิสระจะเคลื่อนที่ไปจับกับผิวดินบริเวณใกล้เคียง ทำให้ดินบริเวณอื่นมีสภาพที่เป็นกรดเพิ่มขึ้น ดินบริเวณขั้วแคโทดจึงมีสภาพที่เป็นด่างลดลง ดังนั้น การเลือกชนิดของขั้วไฟฟ้าที่มีคุณสมบัติในการทนทานต่อการกัดกร่อนของกรด จึงควรให้ความสำคัญด้วยเช่นกัน เนื่องจากมีความสัมพันธ์โดยตรงต่อประสิทธิภาพของการใช้เทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าในการเร่งระบายน้ำในดินเหนียวอ่อนในแง่ของอายุการใช้งานของขั้วไฟฟ้า



(ก) รูปแบบ 1AT



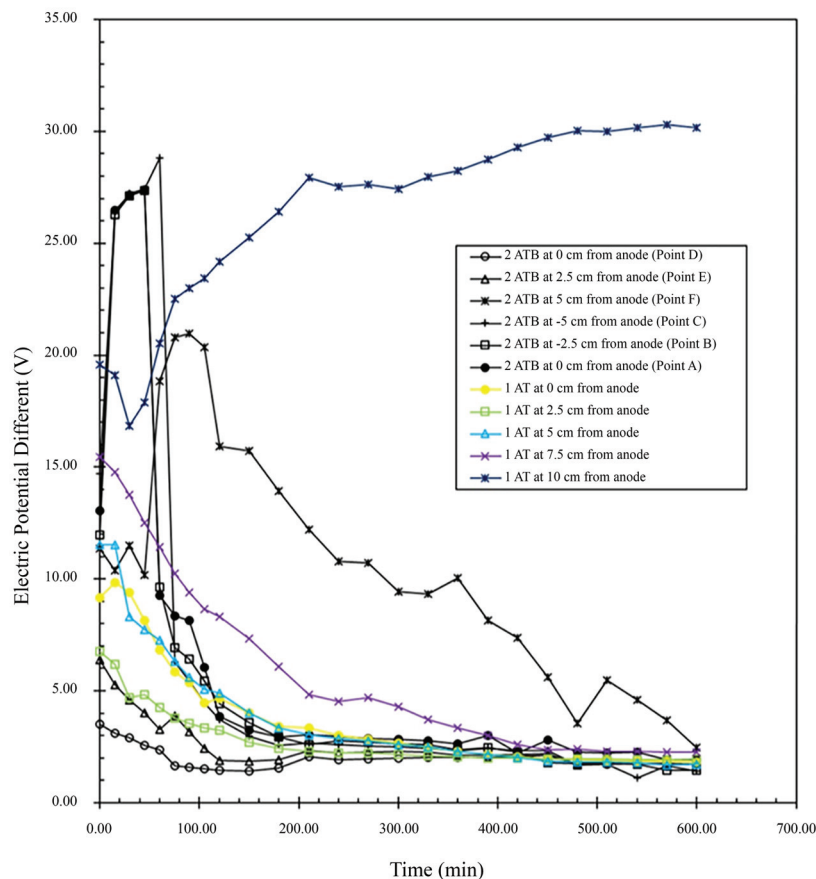
(ข) รูปแบบ 2ATB

รูปที่ 14 ขั้วแอโนดหลังการทดสอบ

7. ความต่างศักย์ไฟฟ้า

รูปที่ 15 แสดงความสัมพันธ์ระหว่างความต่างศักย์ไฟฟ้าเมื่อเวลาผ่านไป ที่ตำแหน่งต่าง ๆ (A B C D และ E ดังรูปที่ 4(ก)) สำหรับการทดสอบที่มีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบหนึ่งต่อหนึ่ง (1AT) และที่ตำแหน่ง (A B C F E และ D ดังรูปที่ 4(ข)) สำหรับการทดสอบที่มีการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบสองต่อหนึ่ง (2ATB) ทั้งนี้การศึกษานี้วัดความต่างศักย์ไฟฟ้าโดยใช้ขั้วแอโนดเป็นตำแหน่งอ้างอิงในการวัดเปรียบเทียบกับตำแหน่งต่าง ๆ

การทดสอบรูปแบบ 1AT ความต่างศักย์ไฟฟ้าทุกตำแหน่งมีแนวโน้มลดลงเมื่อเวลาผ่านไป ยกเว้นที่บริเวณขั้วแคโทดเมื่อถึงระยะเวลาหนึ่งความต่างศักย์ไฟฟ้ามีค่าเพิ่มขึ้น แต่การทดสอบรูปแบบ 2ATB ขึ้นลงไม่สม่ำเสมอในช่วงเริ่มต้น โดยที่จุด A ความต่างศักย์ไฟฟ้าจะเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วในช่วงเริ่มต้น และค่อย ๆ ลดลงจนเริ่มคงที่ ในทางตรงข้ามที่จุด D ความต่างศักย์ไฟฟ้าจะค่อย ๆ ลดลงตั้งแต่ช่วงเริ่มต้นและหลังจากนั้นจึงเริ่มคงที่ และบริเวณขั้วแคโทดที่จุด C และ F แนวโน้มของความต่างศักย์ไฟฟ้ามีลักษณะคล้ายกัน กล่าวคือ ความต่างศักย์ไฟฟ้าจะค่อย ๆ เพิ่มขึ้นในช่วงเริ่มต้น หลังจากนั้นจึงลดลงแต่ที่จุด C จะลดลงอย่างรวดเร็วและเริ่มคงที่ ในขณะที่จุด F จะลดลงอย่างสม่ำเสมอ (ตำแหน่งการวัด ดังรูปที่ 4(ข)) แต่อย่างไรก็ตามหลังจากผ่าน 100 นาทีความต่างศักย์ไฟฟ้ามีแนวโน้มลดลง ทั้งนี้เนื่องจากความชื้นในดินลดลงทำให้ความต้านทานเพิ่มขึ้น กระแสไฟฟ้าจึงมีค่าลดลง



รูปที่ 15 ความสัมพันธ์ของความต่างศักย์ไฟฟ้าที่ตำแหน่งต่าง ๆ กับเวลา

สรุปผลการศึกษา

ผลการศึกษาการใช้เทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าเพื่อเร่งระบายน้ำในดินเหนียวอ่อน สำหรับการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าหนึ่งต่อหนึ่งและสองต่อหนึ่งรูปแบบ 1AT และ 2ATB สามารถสรุปผลการศึกษาดังนี้

1. การจัดเรียงขั้วไฟฟ้าแบบสองต่อหนึ่งรูปแบบ 2ATB สามารถระบายน้ำได้มากกว่ารูปแบบ 1AT ประมาณ 10 %

2. การทรุดตัวของดินเมื่อจัดวางขั้วไฟฟ้าสองต่อหนึ่งรูปแบบ 2ATB ทำให้เกิดการทรุดตัวของดินมากกว่าการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าหนึ่งต่อหนึ่งรูปแบบ 1AT (ประมาณ 20%) ดังนั้นการวางขั้วแอโนดไว้ด้านล่างช่วยเร่งการทรุดตัวของดินเหนียวอ่อนได้ จากอิทธิพลของปฏิกิริยาอิเล็กโทรออสโมซิส ร่วมกับอิเล็กโทรโฟรีซิส และแรงโน้มถ่วง อย่างไรก็ตามการจัดเรียงขั้วไฟฟ้าทั้ง 2 รูปแบบ เหนียวน้ำให้เกิดรอยแตกภายในดิน ซึ่งส่งผลให้กระแสไฟฟ้าสามารถไหลในระบบได้น้อยลงและส่งผลต่อประสิทธิภาพของเทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้า

3. รูปแบบการทดสอบแบบ 2ATB ใช้พลังงานการทดสอบสูงกว่า 1AT ประมาณ 40 % จึงกล่าวได้ว่าการเพิ่มตำแหน่งของขั้วไฟฟ้าส่งผลให้กระแสไฟฟ้าเพิ่มขึ้น เป็นการเร่งการเกิดปฏิกิริยาเคมีในดินช่วงเริ่มต้นทดสอบให้เกิดรวดเร็วขึ้น แต่สิ้นเปลืองพลังงานที่ใช้ด้วยเช่นกัน

4. พฤติกรรมและแนวโน้มต่าง ๆ ที่เกิดขึ้นทั้งภายในและภายนอก สำหรับการจัดเรียงขั้วไฟฟ้ารูปแบบ 1AT และ 2ATB มีแนวโน้มและพฤติกรรมสอดคล้องกัน อย่างไรก็ตาม การจัดเรียงขั้วไฟฟ้าทั้ง 2 รูปแบบ อาจยังไม่ใช่วิธีที่ดีที่สุดในการใช้เทคนิคจลนศาสตร์ไฟฟ้าในการระบายน้ำในดินเหนียวอ่อน ซึ่งต้องนำไปเปรียบเทียบประสิทธิภาพและพลังงานที่ใช้กับการจัดวางขั้วไฟฟ้าในแนวตั้งรูปแบบอื่น เช่น การวางขั้วแคโทดไว้ด้านบนและแอโนดด้านล่าง และการวางแคโทดที่ด้านบนและล่างแอโนดวางที่กึ่งกลาง เป็นต้น

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับเงินอุดหนุนการวิจัยจากมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีสุรนารี, สำนักงานคณะกรรมการส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัยและนวัตกรรม และกองทุนส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัยและนวัตกรรม (รหัสโครงการ NRIIS 179361)

References

- Acar, Y.B., Alshawabkeh, A.N. and Gale, R.J. (1993). Fundamentals of Extracting Species from Soils by Electrokinetics. *Waste Management*, 13(2), 141-151. [https://doi.org/10.1016/0956-053X\(93\)90006-I](https://doi.org/10.1016/0956-053X(93)90006-I)
- Alshawabkeh, A.N. and Acar, Y.B. (1996). Electrokinetic Remediation. II: Theoretical Model. *Journal of Geotechnical Engineering*, 122(3), 186-196. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9410\(1996\)122:3\(186\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9410(1996)122:3(186))
- Bergado, D.T., Sasanakul, I. and Horpibulsuk, S. (2003). Electro-Osmotic Consolidation of Soft Bangkok Clay Using Copper and Carbon Electrodes with PVD. *Geotechnical Testing Journal*, 26(3), 1-12. <http://sutir.sut.ac.th:8080/jspui/handle/123456789/933>
- Estabragh, A.R., Beytollahpou, I., Moradi, M. and Javadi, A.A. (2014). Consolidation Behavior of Two Fine-Grained Soils Contaminated by Glycerol and Ethanol. *Engineering Geology*, 178, 102-108. <https://doi.org/10.1016/j.enggeo.2014.05.017>
- Hamed, J., Acar, Y. and Gale, R.J. (1991). PB(II) Removal from Kaolinite by Electrokinetics. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 117(2), 241-271.
- Kim, D.H., Jo, S.U., Choi, J.H., Yang, J.S. and Baek, K. (2012). Hexagonal Two-Dimensional Electrokinetic Systems for Restoration of Saline Agricultural Lands: A Pilot Study. *Chemical Engineering Journal*, 198-199, 110-121. <https://doi.org/10.1016/j.cej.2012.05.076>
- Kim, W.S., Jeon, E.K., Jung, J.M., Jung, H.B., Ko, S.H., Seo, C. and Baek, K. (2014). Field Application of Electrokinetic Remediation for Multi-Metal Contaminated Paddy Soil Using Two-Dimensional Electrode Configuration. *Environmental Science and Pollution Research*, 21, 4482-4491. <https://doi.org/10.1007/s11356-013-2424-0>

- Malekzadeh, M. and Sivakugan, N. (2016). *Assessing the use of Aluminium Electrodes on the Electrokinetic Dewatering and Stabilization of Dredged Mud Slurries*. In Geo-Chicago 2016, 188-202. From: sustainable waste management and remediation, 14-18 August 2016, Chicago, IL, USA. <https://doi.org/10.1061/9780784480168.020>
- Malekzadeh, M. and Sivakugan, N. (2017). One-Dimensional Electrokinetic Stabilization of Dredged Mud. *Marine Georesources & Geotechnology*, 35(5), 603-609. <https://doi.org/10.1080/1064119X.2016.1213778>
- Mohamadi, S., Saeedi, M. and Mollahosseini, A. (2021). Strategies for the Sustainable Practice of Electrokinetic Technology: The Case of Mixed Contaminants in a Clayey Soil. *Cleaner Engineering and Technology*, 3, 100130. <https://doi.org/10.1016/j.clet.2021.100130>
- Pandey, B.K. and Rajesh, S. (2019). Enhanced Engineering Characteristics of Soils by Electro-Osmotic Treatment: An Overview. *Geotechnical and Geological Engineering*, 37, 4649-4673. <https://doi.org/10.1007/s10706-019-00973-3>
- Sadeghian, F., Haddad, A., Jahandari, H., Rasekh, H. and Ozbakkaloglu, T. (2021). Effects of Electrokinetic Phenomena on the Load-Bearing Capacity of Different Steel and Concrete Piles: a Small-Scale Experimental Study. *Canadian Geotechnical Journal*, 58(5), 741-746. <https://doi.org/10.1139/cgj-2019-0650>
- Sadeghian, F., Jahandari, S., Haddad, A., Rasekh, H. and Li, J. (2022). Effects of Variations of Voltage and pH Value on the Shear Strength of Soil and Durability of Different Electrodes and Piles During Electrokinetic Phenomenon. *Journal of Rock Mechanics and Geotechnical Engineering*, 14(2), 625-636. <https://doi.org/10.1016/j.jrmge.2021.07.017>
- Sah, J.G. and Chen, J.Y. (1998). Study of the Electrokinetic Process on Cd and Pb Spiked Soils. *Journal of Hazardous Materials*, 58(1-3), 301-315. [https://doi.org/10.1016/S0304-3894\(97\)00140-4](https://doi.org/10.1016/S0304-3894(97)00140-4)
- Shang, J.Q. and Lo, K.Y. (1997). Electrokinetic Dewatering of a Phosphate Clay. *Journal of Hazardous Materials*, 55(1-3), 117-133. [https://doi.org/10.1016/S0304-3894\(97\)00018-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3894(97)00018-6)
- Soralump, S. (2018). *Solutions for Settlement Problems in Road, Embankment and Land Fill Constructed on Soft Bangkok Clay by using Ground Improvement and VCM Techniques* [Unpublished Geotechnical Engineering Research and Development Center (GERD), Faculty of Engineering]. Kasetsart University. (in Thai)
- Tang, K., Zhang, F., Feng, D. and Lu, X. (2021). Moisture Migration and Electric Distribution of Unsaturated Clay Under Electro-Osmosis with Carbon Fiber Tape as Electrode. *Engineering Geology*, 294, <https://doi.org/10.1016/j.enggeo.2021.106404>
- Xue, Z., Tang, X. and Yang, Q. (2017). Influence of Voltage and Temperature on Electro-Osmosis Experiments Applied on Marine Clay. *Applied Clay Science*, 141, 13-22. <https://doi.org/10.1016/j.clay.2017.01.033>
- Xu, H., Cang, L., Song, Y. and Yang, L. (2020). Influence of Electrode Configuration on Electrokinetic-Enhanced Persulfate Oxidation Remediation of PAH-Contaminated Soil. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 44355-44367. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10338-6>

การตรวจวัดวิตามินซีด้วยวิธีทางเคมีไฟฟ้าโดยใช้ขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอที่ดัดแปรด้วยฟิล์มแอนติโมนี

Electrochemical Determination of Vitamin C Using Antimony Film Modified Pencil Electrode

สิริรัตน์ ลิคนันท์* ศรัณย์ณพัชญ์ สายเนตร และสุดาร์ตน์ สมบัติศรี

Sireerat Lisnund* Sarannaphat Sainet and Sudarat Sombatsri

Received: August 13, 2024; Revised: October 2, 2024; Accepted: October 4, 2024

บทคัดย่อ

วิตามินซีหรือกรดแอสคอร์บิกเป็นสารที่มีความจำเป็นและมีความสำคัญสำหรับสุขภาพ งานวิจัยนี้พัฒนาเซ็นเซอร์ทางเคมีไฟฟ้าเพื่อหาปริมาณกรดแอสคอร์บิกด้วยวิธีที่ง่ายและไว โดยใช้ขั้วไฟฟ้าฟิล์มแอนติโมนี (Sb) และแนฟฟิออน (NF) เตรียมด้วยวิธี ex-situ บนขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอ (Pencil Lead Electrode, PLE) จากไซคลิกโวลแทมเมตรีตรวจวัดกรดแอสคอร์บิก แสดงแอมเพอโรแกรมที่ +0.4 โวลต์ (Ag/AgCl) ในฟอสเฟตบัฟเฟอร์พีเอช 4 โดยใช้ PLE/NF/Sb จากนั้นใช้วิธีแอมเพอโรเมตรีสำหรับการทำปริมาณวิเคราะห์เนื่องจากเป็นวิธีที่แม่นยำและรวดเร็ว โดยวัดระหว่างสัญญาณกระแสและความเข้มข้นของกรดแอสคอร์บิก ได้ความสัมพันธ์เชิงเส้นที่ 50 - 500 ไมโครโมลาร์ ($R^2 = 0.9959$) ขีดจำกัดต่ำสุดในการตรวจวัด LOD (3SD/m) 2.57 ไมโครโมลาร์ และพบว่าผลของสารรบกวน ได้แก่ เกลือของสารอนินทรีย์และสารอินทรีย์ไม่มีผลอย่างมีนัยสำคัญ (ร้อยละการเปลี่ยนแปลงของสัญญาณกระแส ± 5 %) ต่อการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิก ผลการทดลองส่วนสุดท้ายพบว่าเซ็นเซอร์เคมีไฟฟ้าดัดแปรในงานนี้สามารถนำมาประยุกต์ใช้ตรวจวัดปริมาณกรดแอสคอร์บิกในเม็ดยาวิตามินซีที่มีขายตามท้องตลาดได้ดี

คำสำคัญ : วิตามินซี; ขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอ; ฟิล์มแอนติโมนี

คณะวิทยาศาสตร์และศิลปศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

Faculty of Science and Liberal Arts, Rajamangala University of Technology Isan

* Corresponding Author, Tel. 08 1282 3001, E - mail: sireerat.in@rmuti.ac.th

Abstract

Vitamin C, or ascorbic acid, is an important nutrient necessary for maintaining human health. This proposed study aims to develop a simple and sensitive electrochemical sensor for quantifying ascorbic acid. The antimony film (Sb) with Nafion (NF) was prepared by ex-situ method on a supporting pencil lead electrode (Pencil Lead Electrode, PLE). Ascorbic acid exhibits a very sensitive anodic peak at +0.4 V (vs. Ag/AgCl) in a pH 4 phosphate buffer solution when using cyclic voltammetry with the PLE/NF/Sb. Amperometry, accurate and fast technique, was utilized for quantitative analysis, showing a good linear relationship between current and ascorbic acid concentration within a linear range of 50 - 500 μM ($R^2 = 0.9959$) with limit of detection, LOD (3SD/m) 2.57 μM . Several potentially interfering species, including ionic and organic compounds, did not have any significant effect on the determination of ascorbic acid. The final experimental results revealed that the proposed modified electrochemical sensor successfully analyzed commercial pharmaceutical ascorbic acid tablets.

Keywords: Vitamin C; Pencil Lead Electrode; Antimony Film

บทนำ

วิตามินซีหรือกรดแอสคอร์บิก (Ascorbic Acid) มีบทบาทสำคัญต่อสุขภาพ โดยเป็นสารต้านอนุมูลอิสระที่มีประสิทธิภาพสูง ช่วยปกป้องเซลล์จากความเสียหายจากอนุมูลอิสระและมลพิษ อีกทั้งยังมีบทบาทสำคัญในการสังเคราะห์คอลลาเจน ทำให้ผิวหนัง กระดูกอ่อน เส้นเอ็น และหลอดเลือดแข็งแรง นอกจากนี้วิตามินซียังเสริมสร้างระบบภูมิคุ้มกัน ช่วยให้ร่างกายต่อสู้กับการติดเชื้อได้ดีขึ้น รวมถึงช่วยเพิ่มการดูดซึมธาตุเหล็กจากพืช ป้องกันภาวะขาดธาตุเหล็กและโรคโลหิตจาง การบริโภควิตามินซีในปริมาณสูงยังมีความสัมพันธ์กับการลดความเสี่ยงของโรคเรื้อรัง เช่น โรคหัวใจและหลอดเลือด โรคมะเร็ง และโรคประสาทเสื่อม รวมถึงช่วยปกป้องผิวจากรังสียูวี และส่งเสริมการรักษาบาดแผล ทำให้สุขภาพเหงือก และฟันแข็งแรง (Dosedil et al., 2021) วิตามินซีเป็นสารที่ร่างกายสามารถสังเคราะห์ขึ้นได้ แต่มักไม่เพียงพอกับความต้องการจึงจำเป็นต้องได้รับเพิ่มจากการรับประทาน ผลไม้และผัก เช่น ส้ม มะนาว มะขามป้อม กีวี สตรอว์เบอร์รี แบล็กเคอร์แรนท์ สับปะรด มะม่วง ฝรั่ง พริกหวานสีแดงและสีเขียว บรอกโคลี กะหล่ำปลี ผักคะน้า ผักโขม มะเขือเทศ เป็นต้น (Mieszczakowska-Frąc et al., 2021) และจากวิตามินซีที่อยู่ในรูปของผลิตภัณฑ์อาหารเสริมที่มีขายตามท้องตลาด ปริมาณวิตามินซีสูงสุดที่ควรบริโภคต่อวัน (Upper Intake Levels) สำหรับผู้ใหญ่ (รวมถึงหญิงตั้งครรภ์และให้นมบุตร) อยู่ที่ 2,000 มิลลิกรัม โดยการบริโภควิตามินซีเกินปริมาณที่แนะนำนี้อาจทำให้เกิดผลข้างเคียง เช่น ท้องเสีย ปวดท้อง และอาการแพ้ที่เกิดจากระบบทางเดินอาหาร ส่งผลเสียต่อสุขภาพได้ (Jacob and Sotoudeh, 2002) วิตามินซีในอาหารที่ร่างกายสามารถนำไปใช้ได้มี 2 รูปแบบ คือ Ascorbic Acid และ Dehydroascorbic Acid สามารถดูดซึมเข้าสู่ลำไส้ภายหลังจากรับประทาน 2 - 3 ชั่วโมง ผ่านเข้าสู่กระแสเลือด และเซลล์ในเนื้อเยื่อต่าง ๆ และบางส่วนของวิตามินซีจะถูกขับออกมาทางปัสสาวะ (Mason et al., 2023)

จากความสำคัญของวิตามินซี ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงได้สนใจที่จะหาปริมาณของวิตามินซีในอาหารและยา ซึ่งวิธีที่ตรวจวัดหาปริมาณวิตามินซีสามารถทำได้หลายวิธี (Njus et al., 2020) เช่น การไทเทรต (Samayoa-Oviedo and Laskin, 2022) วิธีสเปกโตรโฟโตเมตรี (Desai, 2019; Kong et al., 2020) วิธีฟลูออโรเมตรี (Ma et al., 2021) วิธีโครมาโทกราฟีของเหลวสมรรถนะสูง (Abe-Matsumoto et al., 2020; Zhu et al., 2020) และวิธีทางเคมีไฟฟ้า (Dodevska et al., 2023; Huang et al., 2021) โดยงานวิจัยนี้ได้เลือกใช้วิธีทางเคมีไฟฟ้า ได้แก่ โวลแทมเมตรี (Voltammetry) และแอมเพอโรเมตรี (Amperometry) เนื่องจากมีความไว มีความเลือกสรรต่อการวัดวิตามินซี ขั้นตอนการตรวจวัดไม่ยุ่งยาก และใช้เวลาไม่นาน วิธีนี้ประกอบไปด้วย เซลล์ที่มีขั้วไฟฟ้า 3 ขั้ว ได้แก่ ขั้วไฟฟ้าอ้างอิง

ขั้วไฟฟ้าทำงาน และขั้วไฟฟ้าช่วย ขั้วไฟฟ้าทำงานที่นิยมใช้ ได้แก่ ขั้วไฟฟ้ากลาสคาร์บอน และขั้วไฟฟ้าแกรไฟต์ที่ทำมาจากไส้ดินสอ (Annu, Sharma, 2020) ที่ขั้วไฟฟ้าทำงานที่ใช้ตรวจวัดหาปริมาณวิตามินซีจากปฏิกิริยาออกซิเดชันของวิตามินซี เมื่อให้ศักย์ไฟฟ้าเข้าไปในวงจร สารที่ต้องการวิเคราะห์จะเกิดปฏิกิริยาออกซิเดชันจากนั้นจะมีอิเล็กตรอนเกิดขึ้น ซึ่งจำนวนอิเล็กตรอนจะมีความสัมพันธ์กับปริมาณของสารที่ต้องการวิเคราะห์ การทำให้ขั้วไฟฟ้าทำงานได้อย่างมีประสิทธิภาพ คือ การวัดสารปริมาณต่ำ ๆ ระดับหนึ่งในพันล้านส่วนหรือนาโนโมลาร์ มีความไว มีความจำเพาะสูงต่อสารที่ตรวจวัดมากไปกว่านั้นขั้วไฟฟ้าต้องสามารถวัดซ้ำ และทำซ้ำได้ การดัดแปรขั้วไฟฟ้าเพื่อเพิ่มประสิทธิภาพการตรวจวัดปริมาณวิตามินซีบนบริเวณพื้นผิวของขั้วไฟฟ้าทำงานทำได้โดย 1) ใช้เอนไซม์ L-ascorbic Acid Oxidase และ 2) วัสดุนาโนกลุ่มโลหะนาโน เช่น โลหะทรานซิชัน โลหะออกไซด์ โลหะสองชนิด (Bimetallic) กลุ่มคาร์บอนนาโนไฟเบอร์ เช่น คาร์บอนนาโนทิวบ์ กราฟีน คาร์บอนนาโนไฟเบอร์ หรือกลุ่มพอลิเมอร์นำไฟฟ้า เช่น Polyaniline (PANI) และ Polypyrrole (PPy) (Dhara and Debiprosad, 2019) เป็นต้น จากงานวิจัยที่ผ่านมาได้มีการนำโลหะฟิล์มบางมาดัดแปรขั้วไฟฟ้า เช่น ปรอท (II) บิสมัท (II) ฟลาคาเดียม (II) และพลวงหรือแอนติโมนี (III) (Sawan et al., 2020) แต่เนื่องจากปัจจุบันไม่นิยมนำไอออนปรอทมาทำเป็นฟิล์มเนื่องจากปรอทมีความเป็นพิษสูง โดยที่แอนติโมนี (III) มีประสิทธิภาพการทำงานเทียบเท่ากับปรอท มีความไวสูง มีความเป็นพิษต่ำ และเป็นสารเคลือบผิวที่ดี มีช่วงความต่างศักย์กว้างและมีความคงทนต่อสารละลายที่เป็นกรดที่ พิเศษเท่ากับสองหรือน้อยกว่าและให้สัญญาณของแอนติโมนี (III) เองต่ำ (Serrano et al., 2016) มากไปกว่านั้นการใช้พอลิเมอร์นำไฟฟ้า คือ แนนฟิออน ผสมร่วมกับฟิล์มแอนติโมนีจะส่งผลให้สัญญาณกระแสของวิตามินซีสูงเพิ่มขึ้น เนื่องจากแนนฟิออนมีหมู่ฟังก์ชันซัลโฟเนต (Sulfonate) ซึ่งมีประจุเป็นลบ จึงช่วยดึงดูดแอนติโมนีไอออน (Sb^{3+}) มาเกาะที่ขั้วไฟฟ้าได้ดีขึ้นและเพิ่มขึ้นมีประสิทธิภาพการทำงานที่ดี และยังช่วยในการเพิ่มความเข้มข้น (Preconcentration) ของสารที่วิเคราะห์ที่มีประจุเป็นบวกผ่านอันตรกิริยาทางไฟฟ้า (Pinyou et al., 2020; Tyszczyk-Rotko et al., 2014)

ดังนั้นในงานวิจัยนี้จึงสร้างและศึกษาคุณสมบัติของขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอเคลือบด้วยแอนติโมนี (III) ร่วมกับแนนฟิออนฟิล์ม จากนั้นวิเคราะห์หาปริมาณของวิตามินซีด้วยวิธีทางเคมีไฟฟ้า และนำขั้วไฟฟ้านี้ไปประยุกต์ตรวจวัดปริมาณวิตามินซีในตัวอย่างผลิตภัณฑ์อาหารเสริมวิตามินซี

วิธีดำเนินการวิจัย

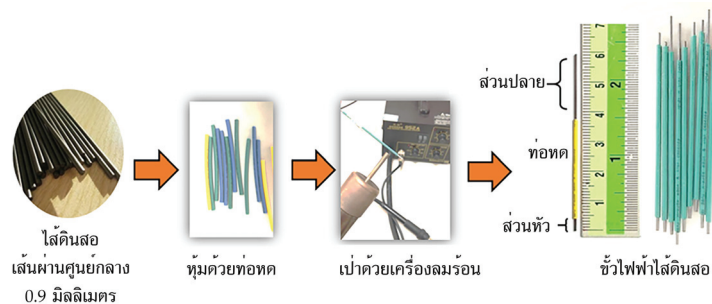
สารเคมี ได้แก่ วิตามินซี (Ascorbic Acid or Vitamin C, AR Grade, Acros) แนนฟิออน (Nafion) โพแทสเซียมคลอไรด์ (KCl, AR Grade, Qrec) แอนติโมนี (Sb^{3+} , AR Grade, Carlo Erba) กรดไนตริก (HNO_3 , AR Grade, Carlo Erba) เครื่องมือ ได้แก่ เครื่องเป่าลมร้อน (GORDA รุ่น 952 A) เครื่อง Potensiostat (Metrohm รุ่น 910 PSTAT mini) กล้องอิเล็กตรอนแบบส่องกราด (Field Emission Scanning Electron Microscope, FE-SEM, Zeiss AURIGA FE-SEM/FBI/EDX) เครื่องวัดความเป็นกรด-เบส (pH meter, Sartorius, DoeupH+11doe) วัสดุและอุปกรณ์ ไส้ดินสอ ขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 0.9 มิลลิเมตร (ยี่ห้อ Pentel High Polymer) และท่อหัดขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 1 มิลลิเมตร

1. การเตรียมขั้วไฟฟ้าทำงาน (Working Electrode)

เตรียมไส้ดินสอเส้นผ่านศูนย์กลาง 0.9 มิลลิเมตร ความเข้ม 2B (Pentel High Polymer) มาหุ้มด้วยท่อหัดเส้นผ่านศูนย์กลาง 1 มิลลิเมตร โดยใช้เครื่องเป่าลมร้อนให้ส่วนหัวเหลือ 3 มิลลิเมตร โดยมีวิธีการดังรูปที่ 1

2. การดัดแปรขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอด้วยแนนฟิออนและแอนติโมนี โดยใช้วิธี Ex Situ (PLE/NF/Sb)

นำขั้วไฟฟ้ามาทำความสะอาดก่อนการดัดแปรโดยต่อเข้ากับเครื่อง Potensiostat แล้วจุ่มลงในสารละลาย กรดไนตริก ความเข้มข้น 1 % โดยใช้เทคนิคไซคลิกโวลเทมเมตรีให้อัตราการสแกน 0.1 โวลต์ต่อวินาที 20 รอบ แล้วล้างด้วยน้ำปราศจากไอออน จากนั้นนำมาจุ่มแนนฟิออนความเข้มข้น 1 % ที่ 5 นาที แล้วรอให้แห้ง 5 นาที แล้วนำมาเคลือบด้วยแอนติโมนีความเข้มข้น 20 พีพีเอ็ม ใช้เทคนิคแอมโพรอเมตรีให้กระแสไฟ -0.7 โวลต์ เป็นเวลา 60 วินาที (Nigović and Hodevar, 2011)



รูปที่ 1 วิธีการเตรียมขี้ไฟฟ้าไส้ดินสอดำ

3. เปรียบเทียบประสิทธิภาพขี้ไฟฟ้าไส้ดินสอดำที่ยังไม่ผ่านการดัดแปร (Bare PLE) ดัดแปรขี้ไฟฟ้าไส้ดินสอดำด้วยแอนติโมนี (PLE/Sb) แอนติโมนีกับแนฟฟิออน (PLE/NF/Sb) แนฟฟิออนกับแอนติโมนี (PLE/Sb/NF) และแนฟฟิออน (PLE/NF) โดยจะทำการต่อขี้ไฟฟ้าเข้ากับเครื่อง Potensiostat แล้วทำการวัดด้วยวิธีไซคลิกโวลแทมเมตรีในสารละลายกรดแอสคอร์บิก

4. การศึกษาผลของพีเอชที่เหมาะสมสำหรับการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิกบนขี้ไฟฟ้า PLE/NF/Sb โดยทำการวัดสารละลายกรดแอสคอร์บิก 1 มิลลิโมลาร์ ด้วยเทคนิคไซคลิกโวลแทมเมตรีในอะซีเตทบัฟเฟอร์พีเอช 2, 3, 4, 5, 6 และ 7

5. ศึกษาช่วงความเป็นเส้นตรงในการตรวจวัดสารละลายกรดแอสคอร์บิกโดยใช้ขี้ไฟฟ้า PLE/NF/Sb ด้วยเทคนิคแอมเพโรเมตรี โดยการวัดกรดแอสคอร์บิกที่ความเข้มข้นต่าง ๆ ทำได้โดยเปิดสารละลายกรดแอสคอร์บิกปริมาตรต่าง ๆ ตามความเข้มข้นที่กำหนดไว้

6. ศึกษาผลของสารรบกวนที่มีต่อการวัดกรดแอสคอร์บิกโดยใช้ขี้ไฟฟ้า PLE/NF/Sb ด้วยเทคนิคแอมเพโรเมตรี โดยการวัดกรดแอสคอร์บิก 50 ไมโครโมลาร์ จากนั้นเติมสารรบกวนซึ่งจะแบ่งเป็น 2 กลุ่ม คือ กลุ่มที่เป็นสารอนินทรีย์ ได้แก่ โซเดียมคลอไรด์ (NaCl) แคลเซียมคาร์บอเนต (CaCO₃) แมกนีเซียมคลอไรด์ (MgCl₂) และกลุ่มที่เป็นสารอินทรีย์ ได้แก่ กลูโคส (C₆H₁₂O₆) ซูโครส (C₁₂H₂₂O₁₁) ยูริก (C₅H₄N₄O₃) และซิตริก (C₆H₈O₇) ที่มีความเข้มข้น 1 โมลาร์ ปริมาตร 50 ไมโครลิตร

7. ประยุกต์ขี้ไฟฟ้าดัดแปรในการวิเคราะห์กรดแอสคอร์บิกในตัวอย่างจริง นำขี้ไฟฟ้า PLE/NF/Sb มาตรวจวัดผลิตภัณฑ์อาหารเสริมวิตามินซีในตัวอย่างจริงที่ขายตามท้องตลาด ด้วยเทคนิคแอมเพโรเมตรี

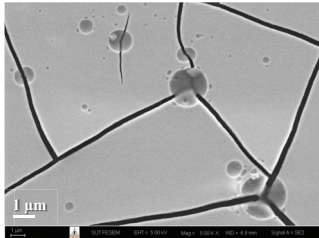
ผลการทดลองและวิจารณ์

1. การดัดแปรขี้ไฟฟ้าด้วยวิธีทางเคมีไฟฟ้าแบบให้ศักย์ไฟฟ้าคงที่โดยมีขี้ไฟฟ้าไส้ดินสอดำอยู่สารละลายแอนติโมนีไอออน นำขี้ไฟฟ้าที่ดัดแปรแล้วออกมาจากภาชนะ จากนั้นเป็นขั้นตอนการวิเคราะห์หาปริมาณวิตามินซี คือ การเปลี่ยนสารละลายอิเล็กโทรไลต์ ซึ่งเป็นการเปลี่ยนภาชนะหรือสิ่งแวดล้อมในการวิเคราะห์ เรียกวิธีนี้ว่า Ex Situ (Venegas et al., 2023) โดยการเตรียมแอนติโมนีฟิล์มบนขี้ไฟฟ้าไส้ดินสอดำ ด้วยวิธี Electrodeposition (Ghosh and Kappana, 1924) เกิดปฏิกิริยาดังสมการที่ (1)

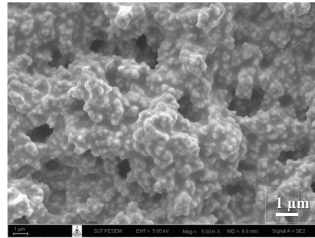


นำสารละลายแอนติโมนี ความเข้มข้น 20 พีพีเอ็ม ให้ความต่างศักย์ -0.7 โวลต์ (Nigović and Hocevar, 2011) ศึกษาเวลาในการเกิดฟิล์มแอนติโมนี ที่เวลาดีโพสิชัน (Deposition) 30 60 และ 120 วินาที ให้ผลการทดลองดังรูปที่ 2 พบว่า ที่เวลา 30 วินาที (รูปที่ 2(ก)) เห็นเป็นลักษณะเรียบและมีรอยแตกของแกรไฟต์โดยยังไม่เกิดเป็น

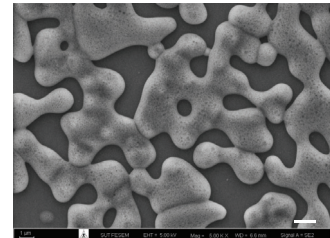
ฟิล์มของแอนติโมนีเกาะที่พื้นผิวของขั้วไฟฟ้า เนื่องจากเวลาที่ใช้สั้นเกินไป เมื่อใช้เวลาในการเกิดฟิล์มที่ 120 วินาที (รูปที่ 2(ค)) พบการรวมตัวกันของแอนติโมนีขนาดใหญ่ในระดับไมโครเมตร และเมื่อใช้เวลาเป็น 60 วินาทีพบการเกิดกลุ่มก้อนเล็กกระจายอยู่อย่างสม่ำเสมอมีขนาดในช่วงนาโนเมตร แสดงถึงการเกิดฟิล์มของแอนติโมนี (รูปที่ 2(ข)) ดังนั้นจึงเลือกเวลาดีโพสิชัน (Deposition) เพื่อเกิดเป็นแอนติโมนีฟิล์มที่ 60 วินาที



(ก) 30 วินาที



(ข) 60 วินาที

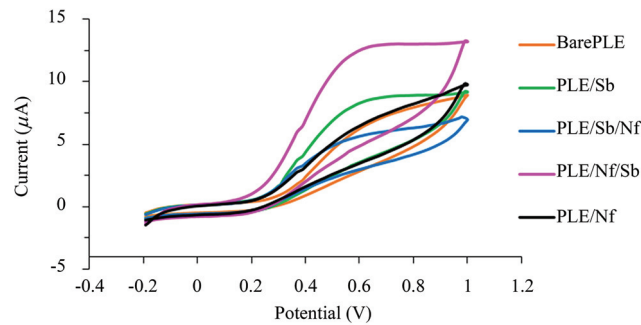


(ค) 120 วินาที

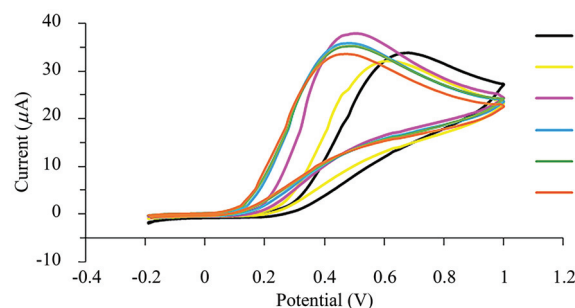
รูปที่ 2 FESEM แอนติโมนีฟิล์มที่ใช้เวลาดีโพสิชัน

2. การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอที่ยังไม่ผ่านการดัดแปร (Bare PLE) ดัดแปรขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอด้วยแอนติโมนี (PLE/Sb) แอนติโมนีกับแนฟฟิออน (PLE/Sb/NF) แนฟฟิออนกับแอนติโมนี (PLE/NF/Sb) และแนฟฟิออน (PLE/NF) โดยวัดในสารละลายกรดแอสคอร์บิกในอะซิเตทบัฟเฟอร์พีเอช 4 ด้วยเทคนิคไซคลิกโวลแทมเมตรีที่อัตราสแกน 100 มิลลิโวลต์/วินาที ดังรูปที่ 3 พบว่า Bare PLE มีสัญญาณกระแส (Ip) ต่ำที่สุดเมื่อเทียบกับขั้วไฟฟ้าที่ดัดแปรตัวอื่น ๆ กรณีของการดัดแปรด้วยแนฟฟิออนเพียงอย่างเดียว (PLE/NF) เนื่องจากแนฟฟิออนเป็นพอลิเมอร์ที่นำไฟฟ้าจึงเป็นวัสดุที่ช่วยเพิ่มประสิทธิภาพในการตรวจวัด การดัดแปรขั้วไฟฟ้าเมื่อใช้แอนติโมนีฟิล์มเคลือบไปที่ขั้วไฟฟ้าไส้ดินสอ (PLE/Sb) เกิดปฏิกิริยาดักจับดังสมการที่ (1) พบว่า ค่า Ip ในการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิกมีค่าสูงขึ้นเนื่องจากแอนติโมนีมีสมบัติเป็นโลหะและช่วยในการเร่งปฏิกิริยาเคมีไฟฟ้าได้ (Electrocatalysis) (Nigović and Hocevar, 2011) มากไปกว่านั้นพบว่าเมื่อใช้แนฟฟิออน เคลือบไส้ดินสอก่อนแล้วใช้วิธี Electrodeposition แอนติโมนี (PLE/NF/Sb) ให้สัญญาณกระแสสูงกว่าการใช้ Electrodeposition บนขั้วไฟฟ้าโดยตรง เนื่องจากแนฟฟิออนซึ่งมีหมู่ฟังก์ชันซัลโฟนิกแอซิด ($-SO_3H$, Sulfonic Acid) ซึ่งมีประจุเป็นลบ จะเกิดแรงดึงดูดทางไฟฟ้า (Electrostatic Attraction) ช่วยดึงดูดแอนติโมนีไอออน (Sb^{3+}) มาเกาะที่ขั้วไฟฟ้าได้ดีขึ้น กรณี PLE/Sb/NF คือทำการ Electrodeposition Sb^{3+} เกิดเป็นฟิล์มแอนติโมนี (Sb) ก่อนจึงเคลือบด้วยแนฟฟิออน ดังนั้นจึงไม่เกิดการดึงดูดทางเคมีไฟฟ้า จึงทำให้สัญญาณต่ำกว่า PLE/NF/Sb และ PLE/NF

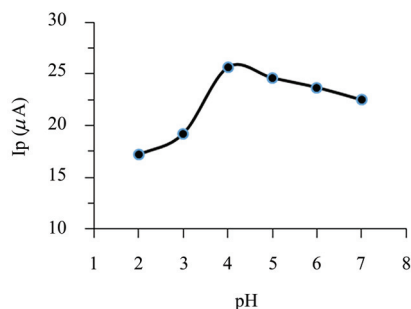
3. การศึกษาผลของพีเอชที่เหมาะสมสำหรับการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิกบนขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb ด้วยเทคนิคไซคลิกโวลแทมเมตรี เนื่องจากพีเอชเป็นปัจจัยหนึ่งที่มีค่าต่อผลสัญญาณกระแสไฟฟ้าของกรดแอสคอร์บิก ศึกษาที่อะซิเตทบัฟเฟอร์พีเอช 2, 3, 4, 5, 6 และ 7 ที่พีเอชมากกว่า 7 ไม่ได้ทำการศึกษาเนื่องจากกรดแอสคอร์บิกมีสมบัติเป็นกรดจะทำปฏิกิริยาสะเทินกับเบสเกิดเป็นเกลือได้ ดังรูปที่ 4(ก) แสดงไซคลิกโวลแทมโมแกรมกรดแอสคอร์บิก และแสดงค่าสัญญาณกระแสสูงสุดเมื่อเทียบกับพีเอชอื่น ดังรูปที่ 4(ข) พบว่าพีเอชที่อยู่ในสภาวะที่เหมาะสมคือ พีเอช 4 ซึ่งมีค่าใกล้เคียงกับค่า pKa ของกรดแอสคอร์บิกที่ 4.17 เป็นค่าพีเอชที่ทำให้กรดแอสคอร์บิกแตกตัวได้ดี จากนั้นนำข้อมูลที่ได้ไปสร้างกราฟความสัมพันธ์ระหว่างค่า pH และค่าศักย์ไฟฟ้า (E_p) ของกรดแอสคอร์บิกให้ผล ดังรูปที่ 4(ค) ได้สมการเส้นตรง คือ $E_p = -0.0415pH + 0.717$ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (R^2) = 0.991 มีค่า R^2 ใกล้เคียง 1 แสดงให้เห็นว่ากระบวนการถ่ายโอนจำนวนโปรตอนเท่ากับจำนวนอิเล็กตรอนในการเกิดปฏิกิริยาออกซิเดชันของกรดแอสคอร์บิก (Pinyou et al., 2020) การเกิดปฏิกิริยาออกซิเดชันของกรดแอสคอร์บิกได้ผลิตภัณฑ์เป็นดีไฮโดรแอสคอร์บิก ดังรูปที่ 5



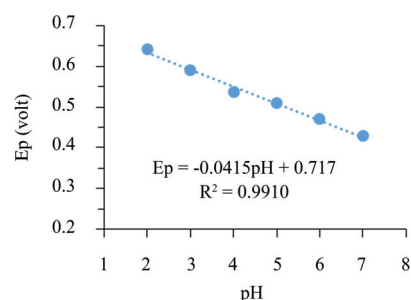
รูปที่ 3 ไชคลิกโวลแทมเมตรีโดยใช้ขั้วไฟฟ้าสโตนสที่ยังไม่ผ่านการดัดแปร (Bare PLE) ขั้วไฟฟ้าสโตนสด้วยแอนติโมนี (PLE/Sb) แอนติโมนีกับแนฟฟิออน (PLE/Sb/Nf) แนฟฟิออนกับแอนติโมนี (PLE/Nf/Sb) และแนฟฟิออน (PLE/Nf) สารละลายกรดแอสคอร์บิก 50 ไมโครโมลาร์ ในอะซีเตทบัฟเฟอร์พีเอช 4 ที่อัตราการสแกน 100 มิลลิโวลต์/วินาที



(ก) ไชคลิกโวลแทมโมแกรมของ 1 มิลลิโมลาร์กรดแอสคอร์บิก ในอะซีเตทบัฟเฟอร์พีเอช 2, 3, 4, 5, 6 และ 7 โดยใช้ PLE/Nf/Sb



(ข) กราฟระหว่างค่า I_p กับพีเอช

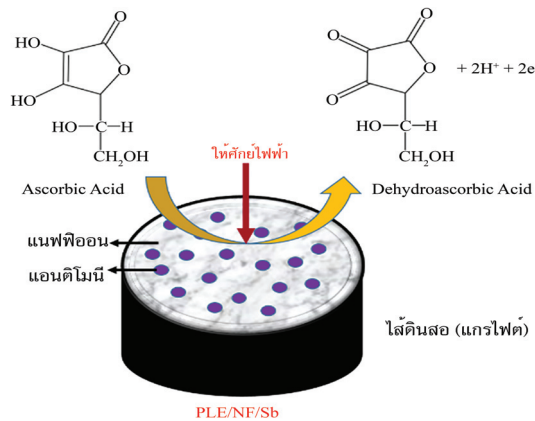


(ค) กราฟระหว่างค่า E_p กับพีเอช

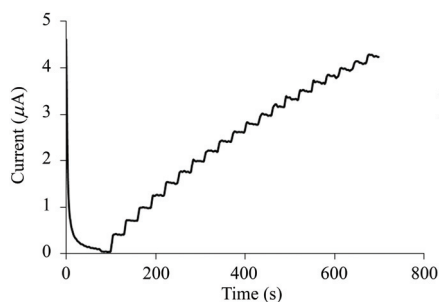
รูปที่ 4 ผลของ pH ต่อการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิก

4. การศึกษาช่วงความเป็นเส้นตรงและขีดจำกัดในการตรวจวัดของกรดแอสคอร์บิกบนขั้วไฟฟ้า PLE/Nf/Sb จากไชคลิกโวลแทมโมแกรมของกรดแอสคอร์บิก ดังรูปที่ 3 พบว่าปฏิกิริยาออกซิเดชันของกรดแอสคอร์บิกมีค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งพีค (Half Peak Potential, $E_{1/2}$) ที่ความต่างศักย์ 0.4 V จากนั้นเลือกใช้เทคนิคแอมเพอโรเมตรีมาทำปริมาณวิเคราะห์ให้ศักย์ไฟฟ้าคงที่ 0.4 โวลต์ เนื่องจากใช้เวลาในการตรวจวัดรวดเร็ว และมีความไว (Sensitivity) สูง (Malik et al., 2022) วิธีการทดลองคือนำขั้วไฟฟ้า PLE/Nf/Sb มาวัดอะซีเตทบัฟเฟอร์ พีเอช 4 ปริมาตร รวม 5 มิลลิลิตร อัตราการกวนสารละลายที่ 30 รอบ/วินาที จากนั้นใส่สารละลายกรดแอสคอร์บิกมาตรฐาน 0.005 โมลาร์ ครั้งละ 50 ไมโครลิตร ความเข้มข้นตั้งแต่ 50 - 700 ไมโครโมลาร์ โดยเปิดสารห่างกันครั้งละ 20 วินาที ได้แอมเพอโรแกรม ดังรูปที่ 6(ก) นำสัญญาณของกระแสมาสร้างกราฟความสัมพันธ์กับความเข้มข้นของกรดแอสคอร์บิกดังรูปที่ 6(ข)

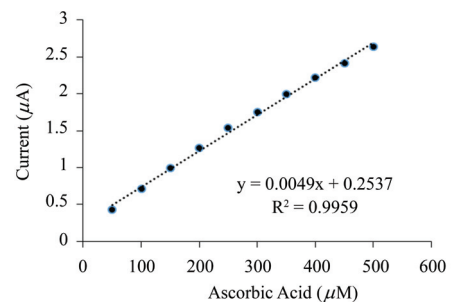
พบว่าขั้วไฟฟ้าที่ PLE/NF/Sb สามารถวัดสารละลายกรดแอสคอร์บิกได้ต่ำสุดที่ 50 ไมโครโมลาร์ และมีช่วงความเป็นเส้นตรงที่กว้าง 50 - 500 ไมโครโมลาร์ มีค่าสัมประสิทธิ์สหพันธ์ (R^2) 0.9959 ขีดจำกัดต่ำสุดในการตรวจวัด (LOD, 3SD/m) ที่ 2.57 μM เมื่อเปรียบเทียบกับงานวิจัยอื่น (Argoubi et al., 2019) โดยใช้อนุภาคนาโน Melanin ตัดแปรขั้วไฟฟ้าพิมพ์สกรีนคาร์บอนด้วยเทคนิคดีฟเฟอร์เรนซ์เซลล์พัลส์โวลแทมเมตรี พบว่าสามารถตรวจวัดสารละลายกรดแอสคอร์บิกในช่วงความเป็นเส้นตรง 5 - 500 พีพีบี LOD 0.23 พีพีบี จากค่าที่ได้พบว่ามีค่าใกล้เคียงกับงานวิจัยนี้



รูปที่ 5 ภาพจำลองการตัดแปรสโตนสด้วยแนฟฟิออนและแอนติโมนี และแสดงการเกิดปฏิกิริยาออกซิเดชันกรดแอสคอร์บิก



(ก) แอมเพโรแกรมของกรดแอสคอร์บิก
ความเข้มข้น 50 - 700 ไมโครโมลาร์
โดยใช้เวลาในการวัด 700 วินาที

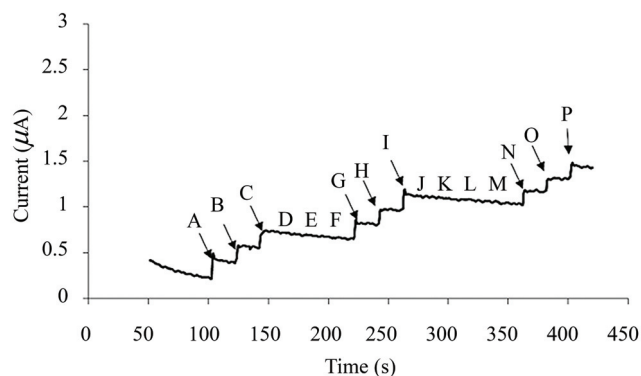


(ข) กราฟมาตรฐานของสารละลายกรดแอสคอร์บิก
ความเข้มข้น 50 - 500 ไมโครโมลาร์
โดยขั้วไฟฟ้า PLE/Nf/Sb

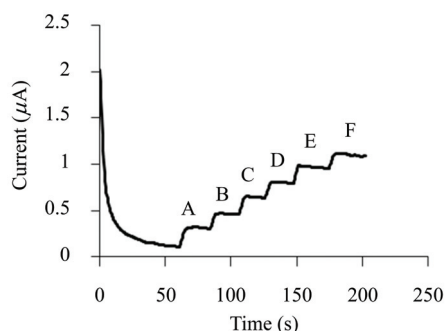
รูปที่ 6 การศึกษาช่วงความเป็นเส้นตรงในการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิก

5. ศึกษาผลการรบกวนของสารที่มีต่อการวัดสารละลายกรดแอสคอร์บิกโดยขั้วไฟฟ้า PLE/Nf/Sb วัดสารละลายกรดแอสคอร์บิก 50 ไมโครโมลาร์ โดยเติมสารรบกวนซึ่งจะแบ่งเป็น 2 กลุ่ม คือ กลุ่มที่เป็นสารอนินทรีย์ ได้แก่ โซเดียมคลอไรด์ (NaCl) แคลเซียมคาร์บอเนต (CaCO_3) แมกนีเซียมคลอไรด์ (MgCl_2) และกลุ่มที่เป็นสารอินทรีย์ ได้แก่ กลูโคส ($\text{C}_6\text{H}_{12}\text{O}_6$) ซูโครส ($\text{C}_{12}\text{H}_{22}\text{O}_{11}$) กรดยูริก ($\text{C}_5\text{H}_4\text{N}_4\text{O}_3$) และกรดซิตริก ($\text{C}_6\text{H}_8\text{O}_7$) ความเข้มข้น 1 โมลาร์ ปริมาตร 50 ไมโครลิตร วัดด้วยเทคนิคแอมเพโรเมตรีที่ศักย์ไฟฟ้า 0.4 V จากรูปที่ 7 แสดงแอมเพโรแกรมโดยเติมสารละลายกรดแอสคอร์บิก 50 ไมโครโมลาร์ ลงไป 3 ครั้ง จุด A, B, C พบว่ามีสัญญาณกระแสสูงขึ้นเป็นอัตราส่วนที่เท่ากับกับความเข้มข้นของสารละลายกรดแอสคอร์บิกที่เติมลงไป จากนั้นเติมสารรบกวน NaCl (D) CaCO_3 (E) MgCl_2 (F) ลงไปพบว่ากระแสมีการเปลี่ยนแปลงต่ำกว่า $\pm 5\%$ ของกระแสก่อนเติมและหลังเติมสารรบกวน จากนั้นเติมสารละลายกรดแอสคอร์บิก 50 ไมโครโมลาร์ ลงไปอีก 3 ครั้ง (จุด G, H, I) พบว่ามีสัญญาณกระแสสูงขึ้นเป็นอัตราส่วนที่เท่ากับกับปริมาณของแอสคอร์บิก จากนั้นเติมกลูโคส (J) ซูโครส (K) กรดยูริก (L) และกรดซิตริก (M) ลงไปพบว่าสัญญาณของกระแสกรดแอสคอร์บิกมีการเปลี่ยนแปลงต่ำกว่า $\pm 5\%$ เช่นกัน และทำการตรวจเช็คค่าสัญญาณของกระแสเป็นของกรดแอสคอร์บิกโดยการเติมกรดแอสคอร์บิกลงไปอีก 3 ครั้ง ที่จุด N, O, P พบว่ากระแสสัญญาณเพิ่มขึ้นเป็น

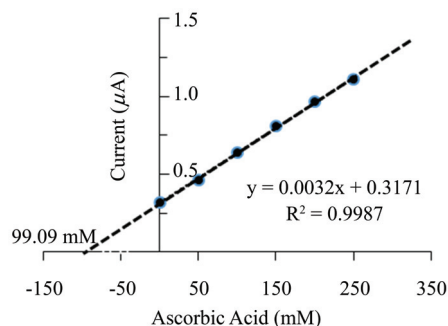
อัตราส่วนที่เท่ากันกับความเข้มข้นของกรดแอสคอร์บิกที่เติมลงไป ดังนั้นขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb มีความสามารถในการเลือกสรร (Selectivity) ต่อกรดแอสคอร์บิก จึงสามารถนำไปประยุกต์ใช้วัดปริมาณกรดแอสคอร์บิกในตัวอย่างจริงที่มีสารรบกวนได้



รูปที่ 7 แอมเพโรแกรมการศึกษาผลของการรบกวนต่อการวัดกรดแอสคอร์บิกด้วยขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb



(ก) แอมเพโรแกรมของเม็ดยาวิตามินซีที่ขายตามท้องตลาด



(ข) วิธี Standard Addition ในการหาปริมาณกรดแอสคอร์บิก

รูปที่ 8 การตรวจวัดกรดแอสคอร์บิกในตัวอย่างเม็ดยาวิตามินซี

6. การตรวจวัดกรดแอสคอร์บิกในตัวอย่างจริง โดยนำเม็ดยาวิตามินซีที่ขายตามท้องตลาดยี่ห้อหนึ่งที่ข้างขวดระบุว่าปริมาณวิตามินซี 1,000 mg/tablet บดให้ละเอียดและละลายในน้ำปริมาตร 60 มิลลิลิตร จากนั้นใช้ขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb วัดด้วยเทคนิคแอมเพโรเมตรี วิเคราะห์ข้อมูลด้วยวิธี Standard Addition จากรูปที่ 8(ก) แสดงแอมเพโรแกรมที่จุด A คือสารละลายตัวอย่างเม็ดยา 50 ไมโครลิตร จากนั้นที่จุด B - F คือสารละลายกรดแอสคอร์บิก 50 มิลลิโมลาร์ วิเคราะห์ผลด้วยวิธี Standard Addition โดยสร้างกราฟค่าเฉลี่ยสัญญาณกระแสในช่วงเวลา 50 วินาที กับค่าความเข้มข้นของกรดแอสคอร์บิกมาตรฐาน ดังรูปที่ 8(ข) พบจุดตัดแกน x ที่ 99.09 มิลลิโมลาร์ คำนวณกลับจากการละลายเม็ดยาวิตามินซี 60 มิลลิลิตร ได้ความเข้มข้นแอสคอร์บิกในเม็ดยาเท่ากับ 1,047 mg/tablet โดยที่ข้างขวดระบุ 1,000 mg/tablet พบว่าค่าที่วัดได้มีค่ามากกว่าข้างขวด โดยคิดเป็นค่าร้อยละความคลาดเคลื่อน 4.75 % เนื่องจากวิตามินซีในขวดมีส่วนผสมอนุพันธ์แอสคอร์บิก เช่น กรดแอลแอสคอร์บิลไดซัลเฟต กรดแอลแอสคอร์บิลโมโนฟอสเฟต และกรดแอลแอสคอร์บิลไดฟอสเฟต ซึ่งมีโครงสร้างทางเคมีคล้ายกับกรดแอสคอร์บิก จึงอาจเกิดสัญญาณไฟฟ้าจากการเกิดออกซิเดชันได้ ทำให้มีค่าปริมาณแอสคอร์บิกที่วัดได้มีค่าสูงกว่าค่าที่ระบุข้างขวดเล็กน้อย แต่อย่างไรก็ตาม ค่าร้อยละความคลาดเคลื่อนมีค่าต่ำกว่า 5 % เป็นค่าที่ยอมรับได้ทางสถิติ ทำให้การนำขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb สามารถนำไปประยุกต์ใช้ในตัวอย่างจริงได้

สรุปผล

การชุบไฟฟ้าได้ดินสอเพื่อใช้เป็นเซ็นเซอร์เคมีไฟฟ้าสำหรับหาปริมาณวิตามินซีหรือกรดแอสคอร์บิก โดยใช้ขั้วไฟฟ้าได้ดินสอ ดัดแปรด้วยแนฟฟิออนและแอนติโมนี จากการศึกษาโครงสร้างสัณฐานและลักษณะพื้นผิวขั้วไฟฟ้าด้วยเทคนิค FESEM พบว่า เวลาที่ใช้กระแสไฟฟ้าในการเคลือบฟิล์มแอนติโมนี (Electrodeposition Time) ที่ -0.7 โวลต์ เวลา 60 วินาที เป็นเวลาที่เหมาะสมเนื่องจากฟิล์มไม่มีรอยแตก และไม่รวมตัวกันเป็นกลุ่มก้อนขนาดไมโครเมตร ขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb ให้สัญญาณกระแสในการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิกสูงที่สุดเมื่อเทียบกับขั้วไฟฟ้าดัดแปรตัวอื่น เนื่องจากแนฟฟิออน ซึ่งมีหมู่ฟังก์ชันซัลโฟนิกแอซิด ($-SO_3H$, Sulfonic Acid) ซึ่งมีประจุเป็นลบช่วยดึงดูดแอนติโมนีไอออน (Sb^{3+}) มาเกาะที่ขั้วไฟฟ้าได้ดีขึ้นเกิดเป็นแอนติโมนี (Sb) โดยแอนติโมนีมีสมบัติเป็นตัวเร่งปฏิกิริยาทางไฟฟ้า (Electrocatalysis) ที่เหมาะสำหรับการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิกโดยใช้ขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb อยู่ที่พีเอช 4 จากเทคนิคแอมเพโรเมตรี พบว่าขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb วัดปริมาณกรดแอสคอร์บิกได้ต่ำสุดที่ $50 \mu M$ และมีช่วงความเป็นเส้นตรงที่กว้าง $50 - 500 \mu M$ มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (R^2) 0.9959 ขีดจำกัดต่ำสุดในการตรวจวัด (LOD, $3SD/m$) $2.57 \mu M$ ผลของสารรบกวน ได้แก่ ไอออนและสารประกอบอินทรีย์ไม่มีผลอย่างมีนัยสำคัญ (ร้อยละการเปลี่ยนแปลงของสัญญาณกระแส $\pm 5 \%$) ต่อการตรวจวัดกรดแอสคอร์บิก การตรวจวัดกรดแอสคอร์บิกในตัวอย่างจริง โดยนำเม็ดวิตามินซี ยี่ห้อหนึ่งมาตรวจวัดปริมาณวิตามินซี โดยคิดเป็นค่าร้อยละความคลาดเคลื่อน 4.75% ซึ่งค่าร้อยละความคลาดเคลื่อน มีค่าต่ำกว่า 5% เป็นค่าที่ยอมรับได้ทางสถิติ ทำให้สามารถนำขั้วไฟฟ้า PLE/NF/Sb ไปประยุกต์ใช้ในตัวอย่างจริงได้

กิตติกรรมประกาศ

โครงการวิจัยนี้ได้รับทุนสนับสนุนจากกองทุนส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัยและนวัตกรรม สัญญาเลขที่ FF66-P1-020

References

- Abe-Matsumoto, L.T., Sampaio, G.R. and Bastos, D.H.M. (2020). Is Titration as Accurate as HPLC for Determination of Vitamin C in Supplements? —Titration versus HPLC for Vitamin C Analysis. *American Journal of Analytical Chemistry*, 11, 269-279. <https://doi.org/10.4236/ajac.2020.117021>
- Annu, Sharma, S., Jain, R. and Raja, A. N. (2020). Review—Pencil Graphite Electrode: An Emerging Sensing Material. *Journal of The Electrochemical Society*, 167(3), 037501. <https://doi.org/10.1149/2.0012003JES>
- Argoubi, W., Rabti, A., Ben Aoun, S. and Raouafi, N. (2019). Sensitive Detection of Ascorbic Acid Using Screen-Printed Electrodes Modified by Electroactive Melanin-Like Nanoparticles. *RSC Advances*, 64, 37384-37390. <https://doi.org/10.1039/C9RA07948C>
- Desai, A.P. (2019). UV Spectroscopic Method for Determination of Vitamin C (Ascorbic Acid) Content in Different Fruits in South Gujarat Region. *International Journal of Environmental Sciences & Natural Resources*, 22(2), <https://doi.org/10.19080/IJESNR.2019.21.556056>
- Dhara, K. and Debiprosad, R.M. (2019). Review on Nanomaterials-Enabled Electrochemical Sensors for Ascorbic Acid Detection. *Analytical Biochemistry*, 586, 113415. <https://doi.org/10.1016/j.ab.2019.113415>
- Dodevska, T., Hadzhiev, D. and Shterev, I. (2023). A Review on Electrochemical Microsensors for Ascorbic Acid Detection: Clinical, Pharmaceutical, and Food Safety Applications. *Micromachines*, 14(1), <https://doi.org/10.3390/mi14010041>

- Doseděl, M., Jirkovský, E., Macáková, K., Krčmová, L.K., Javorská, L., Pourová, J., Mercolini, L., Remião, F., Nováková, L., Mladěnka, P. and on behalf of the Oeonom. (2021). Vitamin C—Sources, Physiological Role, Kinetics, Deficiency, Use, Toxicity, and Determination. *Nutrients*, 13(2), 615. <https://doi.org/10.3390/nu13020615>
- Ghosh, J.C. and Kappana, A.N. (1924). Electrodeposition of Antimony. *The Journal of Physical Chemistry*, 28(2), 149-160. <https://doi.org/10.1021/j150236a005>
- Huang, L., Tian, S., Zhao, W., Liu, K. and Guo, J. (2021). Electrochemical Vitamin Sensors: A Critical Review. *Talanta*, 222, 121645. <https://doi.org/10.1016/j.talanta.2020.121645>
- Jacob, R.A. and Sotoudeh, G. (2002). Vitamin C Function and Status in Chronic Disease. *Nutrition in Clinical Care*, 5(2), 66-74. <https://doi.org/10.1046/j.1523-5408.2002.00005.x>
- Kong, L., Gan, Y., Liang, T., Zhong, L., Pan, Y., Kirsanov, D., Legin, A., Wan, H. and Wang, P. (2020). A Novel Smartphone-Based CD-Spectrometer for High Sensitive and Cost-Effective Colorimetric Detection of Ascorbic Acid. *Analytica Chimica Acta*, 1093, 150-159. <https://doi.org/10.1016/j.aca.2019.09.071>
- Ma, F., Luo, J., Li, X., Liu, S., Yang, M. and Chen, X. (2021). A “Switch-On” Fluorescence Assay Based on Silicon Quantum Dots for Determination of Ascorbic Acid. *Spectrochimica Acta Part A: Molecular and Biomolecular Spectroscopy*, 249, 119343. <https://doi.org/10.1016/j.saa.2020.119343>
- Malik, M., Narwal, V. and Pundir, C.S. (2022). Ascorbic Acid Biosensing Methods: A Review. *Process Biochemistry*, 118, 11-23. <https://doi.org/10.1016/j.procbio.2022.03.028>
- Mason, S.A., Parker, L., van der Pligt, P. and Wadley, G.D. (2023). Vitamin C Supplementation for Diabetes Management: A Comprehensive Narrative Review. *Free Radical Biology and Medicine*, 194, 255-283. <https://doi.org/10.1016/j.freeradbiomed.2022.12.003>
- Mieszczakowska-Frąć, M., Celejewska, K. and Płocharski, W. (2021). Impact of Innovative Technologies on the Content of Vitamin C and Its Bioavailability from Processed Fruit and Vegetable Products. *Antioxidants*, 10(1), 54. <https://doi.org/10.3390/antiox10010054>
- Nigović, B. and Hocevar, S.B. (2011). Antimony Film Electrode for Direct Cathodic Measurement of Sulfasalazine. *Electrochimica Acta*, 58, 523-527. <https://doi.org/10.1016/j.electacta.2011.09.087>
- Njus, D., Kelley, P.M., Tu, Y.-J. and Schlegel, H.B. (2020). Ascorbic Acid: The Chemistry Underlying its Antioxidant Properties. *Free Radical Biology and Medicine*, 159, 37-43. <https://doi.org/10.1016/j.freeradbiomed.2020.07.013>
- Pinyou, P., Blay, V., Chansaenpak, K. and Lisnund, S. (2020). Paracetamol Sensing with a Pencil Lead Electrode Modified with Carbon Nanotubes and Polyvinylpyrrolidone. *Chemosensors*, 8(4), <https://doi.org/10.3390/chemosensors8040133>
- Samayoa-Oviedo, H.Y. and Laskin, J. (2022). Undergraduate Laboratory Project Comparing Two Analytical Techniques for Ascorbic Acid Determination. *Journal of Chemical Education*, 99(12), 4043-4050. <https://doi.org/10.1021/acs.jchemed.2c00224>
- Sawan, S., Maalouf, R., Errachid, A. and Jaffrezic-Renault, N. (2020). Metal and Metal Oxide Nanoparticles in the Voltammetric Detection of Heavy Metals: A Review. *TrAC Trends in Analytical Chemistry*, 131, 116014. <https://doi.org/10.1016/j.trac.2020.116014>
- Serrano, N., Díaz-Cruz, J.M., Ariño, C. and Esteban, M. (2016). Antimony-Based Electrodes for Analytical Determinations. *TrAC Trends in Analytical Chemistry*, 77, 203-213. <https://doi.org/10.1016/j.trac.2016.01.011>

- Tyszczyk-Rotko, K., Bęczkowska, I., Wójciak-Kosior, M. and Sowa, I. (2014). Simultaneous Voltammetric Determination of Paracetamol and Ascorbic Acid Using a Boron-Doped Diamond Electrode Modified with Nafion and Lead Films. *Talanta*, 129, 384-391. <https://doi.org/10.1016/j.talanta.2014.06.023>
- Venegas, C.J., Gutierrez, F. A., Reeves-McLaren, N., Rivas, G.A., Ruiz-León, D. and Bollo, S. (2023). *In situ* or *Ex situ* Synthesis for Electrochemical Detection of Hydrogen Peroxide—An Evaluation of $\text{Co}_2\text{SnO}_4/\text{RGO}$ Nanohybrids. *Micromachines*, 14(5), <https://doi.org/10.3390/mi14051059>
- Zhu, M., Tang, J., Tu, X. and Chen, W. (2020). Determination of Ascorbic Acid, Total Ascorbic Acid, and Dehydroascorbic Acid in Bee Pollen Using Hydrophilic Interaction Liquid Chromatography-Ultraviolet Detection. *Molecules*, 25(23), <https://doi.org/10.3390/molecules25235696>

การศึกษาการปลดปล่อยมลพิษจากการเผาขยะชุมชนในเตาเผาขนาดเล็ก

Investigation of Pollutants Derived from Municipal Solid Waste Combustion in a Small Incinerator

ธเนศ อุ่นชัยศรี* ทนงค์ ฉายาวัดนะ จารุวรรณ ภูศรี อภิญญา เดชเสถียร และปวีณ ชัยวัฒน์เมสกุล
Thanet Unchaisri* Tanong Chayawattana Jaruwan Poosri Apinya Dechsatian and
Pawin Chaivatamaset

Received: July 11, 2024; Revised: October 13, 2024; Accepted: October 17, 2024

บทคัดย่อ

การศึกษาการปลดปล่อยมลพิษที่เกิดจากการเผาไหม้ขยะมูลฝอยในเตาเผาขนาดเล็ก โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อหาปริมาณขยะที่เหมาะสมกับการกำจัดขยะโดยใช้เตาเผาไหม้ และเพื่อศึกษาการปลดปล่อยมลพิษจากการกำจัดขยะโดยวิธีการเผาไหม้ การทดลองดำเนินการโดยใช้ขยะมูลฝอยที่มีปริมาณการป้อนต่อครั้ง 3 ระดับ คือ 4.3 และ 2.9 กิโลกรัม ขยะที่ใช้เป็นขยะแห้ง ขยะแห้งผสมกิ่งไม้ร้อยละ 26.7 และขยะแห้งผสมขยะสดร้อยละ 10.3 ตัวแปรตามที่ศึกษา ได้แก่ อุณหภูมิภายในห้องเผาไหม้ อุณหภูมิไอเสีย และค่ามลพิษที่ปลดปล่อยประกอบด้วย แก๊สคาร์บอนมอนอกไซด์ (CO) ออกไซด์ของไนโตรเจน (NO_x) และแก๊สซัลเฟอร์ไดออกไซด์ (SO₂) เตาเผาขยะทำจากเหล็กหนา 3 มิลลิเมตร ห้องเตาเผา มีขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 25 เซนติเมตร สูง 90 เซนติเมตร และช่องที่สำหรับป้อนขยะมีขนาดกว้าง x ยาว x ลึก 55 x 55 x 55 เซนติเมตร จากผลการศึกษาพบว่าที่อัตราการป้อนที่เหมาะสมอยู่ที่ 2.9 กิโลกรัม/ครั้งการป้อน ซึ่งมีอัตราส่วนผสมของขยะสด (ร้อยละ 10.3) โดยที่อุณหภูมิภายในห้องเผาไหม้อยู่ที่ 400 - 500 องศาเซลเซียส และปริมาณคาร์บอนที่ไม่สามารถเผาได้อย่างที่ร้อยละ 12.3 สำหรับมลพิษที่เกิดจากการเผาขยะมูลฝอย ได้แก่ CO 6,843 ppm, NO_x 302 ppm และ SO₂ 574 ppm ซึ่งยังมีค่าเกินมาตรฐานกำหนด โดยเฉพาะมลพิษ SO₂ ซึ่งเกิดจากองค์ประกอบหลักของขยะมูลฝอยที่เป็นพลาสติกในขยะชุมชนในอัตราส่วนร้อยละ 52.1

คำสำคัญ : การเผาไหม้; เตาเผาขยะ; ขยะชุมชน; มลพิษ

สถาบันพัฒนาและฝึกอบรมโรงงานต้นแบบ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีพระจอมเกล้าธนบุรี วิทยาเขตบางขุนเทียน
Pilot Plant Development and Training Institute, King Mongkut's University of Technology Thonburi,
Bang Khun Thian Campus

* Corresponding Author, Tel. 08 3516 4003, E - mail: thanet.unc@mail.kmutt.ac.th

Abstract

The experimental study of pollutants derived from municipal solid waste combustion in a small incinerator of waste aims to determine the appropriate waste quantity for combustion in the incinerator, and to investigate the release of pollutants during waste combustion. Municipal solid waste was used in the experiments, and there were three feeding levels: 4, 3, and 2.9 kg/batch. The wood and the fresh waste were applied for co-firing with the dry municipal solid waste. The mass fractions of wood and fresh waste were at 26.7 wt% and 10.3 wt%, respectively. The combustion chamber's internal temperature, the temperature of exhaust gases, and the pollutants, such as carbon monoxide (CO), nitrogen oxides (NO_x), and sulfur dioxide (SO₂), were all factors that were examined. The incinerator was made of steel that was a thickness of 3 mm, a waste feed opening size of 55 x 55 x 55 cm (width x length x depth), and an internal diameter of 25 cm with a height of 90 cm. The study results revealed that the suitable feeding rate was at 2.9 kg/batch, which contained a mixture of fresh waste (10.3 wt%), with the combustion chamber temperature varied in range of 400 - 500 °C and the unburned carbon content of 12.3 wt%. The pollutants emitted from waste incineration were at 6,843 ppm of CO, 302 ppm of NO_x, and 574 ppm of SO₂, which exceeded the pollutant standard limits, especially SO₂, which resulted from the main component of municipal solid waste being plastic in the waste mixture at a ratio of 52.1 wt%.

Keywords: Combustion; Incinerator; Municipal Solid Waste; Pollutants

บทนำ

ขยะมูลฝอยที่มีปริมาณมากในประเทศไทยพบว่าในปี พ.ศ. 2565 มีถึง 25.7 ล้านตัน หรือคิดเป็น 70,411 ตัน/วัน (Waste and Hazardous Substance Management Division, 2022) และปริมาณขยะมูลฝอยที่เกิดขึ้นมีแนวโน้มที่สูงขึ้นเนื่องจากพฤติกรรมการบริโภคอาหารโดยการสั่งแบบออนไลน์ในปัจจุบัน ขยะมูลฝอยที่เกิดขึ้นจะถูกจัดการกันเองตามครัวเรือน องค์กรปกครองส่วนท้องถิ่น และบางส่วนนำกลับไปใช้ประโยชน์โดยการคัดแยกและขายคืนให้กับร้านรับซื้อของเก่า อย่างไรก็ตามยังมีขยะมูลฝอยบางส่วนที่เหลือประมาณ 5.40 ล้านตัน (คิดเป็นร้อยละ 21) (Waste and Hazardous Substance Management Division, 2022) ถูกนำไปกำจัดอย่างไม่ถูกวิธี เช่น การเทกอง เผากลางแจ้ง เตาเผาที่ไม่มียระบบกำจัดมลพิษทางอากาศ เป็นต้น ซึ่งอันเป็นต้นเหตุของการเกิดมลพิษ เหตุเดือดร้อนรำคาญได้

จากการสำรวจในปี พ.ศ. 2565 ในประเทศไทยพบว่ามีสถานที่กำจัดขยะมูลฝอยดำเนินการได้อย่างถูกต้องจำนวน 111 แห่ง และมีสถานที่กำจัดขยะมูลฝอยดำเนินการอย่างไม่ถูกต้องถึง 1,963 แห่ง (Waste and Hazardous Substance Management Division, 2022) โดยภายในจังหวัดราชบุรี พบว่ามีสถานที่กำจัดขยะมูลฝอยดำเนินการได้อย่างถูกต้องเพียง 3 แห่ง และมีสถานที่กำจัดขยะมูลฝอยดำเนินการอย่างไม่ถูกต้อง 7 แห่ง (Waste and Hazardous Substance Management Division, 2022) และขยะมูลฝอยที่เกิดขึ้นภายในจังหวัดราชบุรีที่เกิดขึ้นในแต่ละวันมีปริมาณ 798 ตัน ขยะมูลฝอยจะถูกนำกลับไปใช้ประโยชน์และกำจัดอย่างถูกวิธี 690 ตัน ดังนั้นจะมีขยะมูลฝอยถึง 108 ตัน/วัน ในจังหวัดราชบุรี ที่ถูกกำจัดอย่างไม่ถูกวิธี (Waste and Hazardous Substance Management Division, 2022)

โครงการอุทยานธรรมชาติวิทยาอันเนื่องมาจากพระราชดำริ สมเด็จพระกนิษฐาธิราชเจ้า กรมสมเด็จพระเทพรัตนราชสุดาฯ สยามบรมราชกุมารี ตั้งอยู่ที่อำเภอสวนผึ้ง จังหวัดราชบุรี มีพื้นที่ในส่วนงานอำนวยการ 49 ไร่ ภายในประกอบด้วย ศาลาข้อมูลธรรมชาติและเส้นทางศึกษาธรรมชาติ โดยเปิดให้บริการตามแผนงานการบริหารและถ่ายทอดเทคโนโลยีของโครงการฯ ให้แก่เด็ก เยาวชน และประชาชนทั่วไปที่สนใจศึกษาธรรมชาติ ขยะมูลฝอยที่เกิดขึ้นภายในอุทยานแบ่งออกสามส่วนหลัก ได้แก่ ถังคัดแยกประเภทของขยะ ขยะสดจากโรงครัว และขยะชีวมวลที่สามารถย่อยสลายได้

ขยะมูลฝอยจากถังคัดแยกขยะก่อนที่จะถูกส่งไปกำจัดโดยองค์กรปกครองส่วนท้องถิ่นจะถูกนำมาคัดเพื่อนำส่วนที่กลับไปใช้ได้ นำไปจำหน่ายให้กับร้านรับซื้อของเก่า ส่วนขยะสดนำไปหมักในถังฝังดินเพื่อย่อยสลายและทำเป็นปุ๋ยสำหรับขยะชีวมวลที่เกิดขึ้นนำไปทำปุ๋ยโดยวิธีเทกองทับกัน ขยะมูลฝอยภายในอุทยานฯ ที่เหลือจากสามส่วนหลักที่กล่าวมาข้างต้น จะถูกนำมาเผากลางแจ้ง ซึ่งเป็นปัญหาทางด้านมลพิษทางอากาศบริเวณโดยรอบอุทยานฯ

จากปัญหาขยะมูลฝอยภายในอุทยานฯ เฉพาะในส่วนพื้นที่อำนวยการ พบว่ามีปริมาณประมาณ 50 กิโลกรัมต่อสัปดาห์ ถึง 80 กิโลกรัมต่อสัปดาห์ ที่เหลือจากการคัดแยกนำไปกำจัดโดยส่งองค์กรปกครองส่วนท้องถิ่น จำหน่ายให้กับร้านรับซื้อของเก่า และในการไปทำปุ๋ยหมัก โดยที่ขยะมูลฝอยที่เหลือนี้จะถูกนำไปเผากลางแจ้ง ซึ่งเป็นวิธีการกำจัดที่ไม่ถูกต้อง ก่อให้เกิดมลพิษทางอากาศ เช่น แก๊สคาร์บอนไดออกไซด์ (CO) แก๊สออกไซด์ของไนโตรเจน (NO_x) แก๊สซัลเฟอร์ไดออกไซด์ (SO₂) และเขม่าควัน เป็นต้น อีกทั้งดินบริเวณที่ใช้เผากลางแจ้งเมื่อโดนชะล้างโดยฝนอาจก่อให้เกิดสารตกค้างในน้ำใต้ดินได้ การกำจัดขยะมูลฝอยโดยใช้วิธีเผาในเตาเผาไหม้จึงเป็นอีกทางเลือกเพื่อลดปัญหาดังกล่าว อีกทั้งยังลดปริมาณขยะที่จะถูกกำจัดโดยสถานที่กำจัดขยะมูลฝอยภายในจังหวัดราชบุรีที่มีอย่างจำกัด งานวิจัยนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาอัตราการปนเปื้อนขยะที่กระทบต่อการเกิดมลพิษจากการเผาขยะมูลฝอยในเตาเผาไหม้ขนาดเล็ก โดยขอบเขตของกลุ่มตัวอย่างนำมาจากขยะแห้งภายในอุทยานธรรมชาติวิทยาอันเนื่องมาจากพระราชดำริ เฉพาะในเขตพื้นที่ในสวนงานอำนวยการ จังหวัดราชบุรี ทั้งนี้ผลการศึกษาที่ได้จะถูกใช้เป็นฐานข้อมูลในการปรับปรุงเตาเผาไหม้ขยะชุมชนให้เกิดมลพิษน้อยที่สุด

วิธีดำเนินการ

การศึกษากการปลดปล่อยมลพิษจากการเผาขยะมูลฝอย ณ อุทยานธรรมชาติวิทยาอันเนื่องมาจากพระราชดำริสมเด็จพระกนิษฐาธิราชเจ้า กรมสมเด็จพระเทพรัตนราชสุดาฯ สยามบรมราชกุมารี อำเภอสวนผึ้ง จังหวัดราชบุรี วิธีดำเนินการแบ่งเป็นสามส่วนหลัก ได้แก่ ตัวอย่างที่ใช้ในงานวิจัย อุปกรณ์ที่ใช้ และวิธีดำเนินการทดลอง

ตัวอย่างที่ใช้ในการทดลอง

ตัวอย่างที่ใช้ในงานวิจัย ประกอบไปด้วย ขยะมูลฝอยสามประเภท คือ ขยะแห้ง กิ่งไม้เศษไม้ และขยะสด (เศษผักสดและอาหาร) โดยที่ขยะแห้งเป็นส่วนที่เหลือจากการคัดแยกขยะเพื่อนำไปขายต่อและรีไซเคิล ซึ่งส่วนใหญ่เป็นพลาสติก กล่องนม ขงใส่ขนม เศษผ้า เป็นต้น ดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ส่วนประกอบของขยะแห้ง

ขยะที่เผาไหม้ได้ (wt%)*	
เศษอาหาร	12.8
กระดาษ	21.4
พลาสติก (ซองใส่ขนม แก้วน้ำ ถุงแกง เป็นต้น)	52.1
เศษไม้ กิ่งไม้	10.5
เศษผ้า	2.1
ขยะที่ไม่สามารถเผาไหม้ได้ (wt%)**	
โลหะและอโลหะ	0.2
แก้ว	0.8
เซรามิกส์	0.1

* ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน ± 1.8

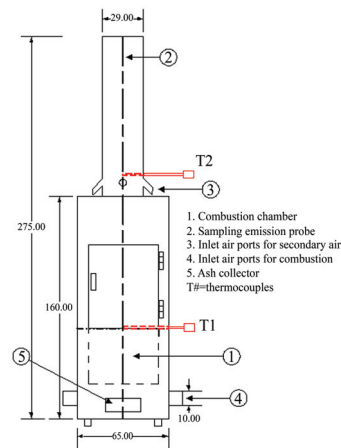
** ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน ± 0.1

อุปกรณ์ที่ใช้ในการทดลอง

เตาเผาขยะที่ใช้ในงานวิจัยนี้ทำจากเหล็กหนา 3 มิลลิเมตร โดยห้องเตาเผามีขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 25 เซนติเมตร สูง 90 เซนติเมตร และมีช่องสำหรับป้อนขยะขนาด 55 x 55 x 55 เซนติเมตร ดังรูปที่ 1 ที่บริเวณปล่องไอเสียมีการเจาะรูรอบด้านเพื่อให้อากาศเข้าเผาไหม้ไอเสียก่อนปล่อยออกสู่บรรยากาศ เทอร์โมคัปเปิ้ล K-type ถูกติดตั้งที่ห้องเผาไหม้ (ตำแหน่ง T1) และปล่อยไอเสีย (ตำแหน่ง T2) เพื่อสังเกตอุณหภูมิระหว่างการทดลอง และข้อมูลอุณหภูมิถูกบันทึกโดย Testo 175 T3 มัลติสตรีกัดและบันทึกโดยเครื่องวิเคราะห์ไอเสีย Testo 350 โดยแก๊สที่วัดได้แก่ O_2 CO NO_x และ SO_2



รูปที่ 1 เตาเผาขยะ



วิธีดำเนินการทดลอง

เพื่อศึกษาอัตราการป้อนขยะที่กระทบต่อการปลดปล่อยมลพิษ ขยะประเภทแรกคือ ขยะแห้งล้วน (ดังตารางที่ 1) น้ำหนัก 4 กิโลกรัม (รหัสการทดสอบ F1) ประเภทที่สองเป็นการผสมระหว่างขยะแห้ง 2.2 กิโลกรัมกับกิ่งไม้ 0.8 กิโลกรัม (รหัสการทดสอบ F2) และประเภทสุดท้ายเป็นการผสมระหว่างขยะแห้ง 2.6 กิโลกรัมกับขยะสด 0.3 กิโลกรัม (รหัสการทดสอบ F3) ดังตารางที่ 2

ตารางที่ 2 เงื่อนไขตัวแปรต้นของตัวอย่างขยะมูลฝอยที่ใช้ในการทดลอง

รหัสการทดสอบ	เงื่อนไขตัวแปรต้น	ลักษณะของขยะมูลฝอย
F1	ขยะแห้ง 4 กก.	
F2	ขยะแห้ง 2.2 กก. + กิ่งไม้ 0.8 กก.	
F3	ขยะแห้ง 2.6 กก. + ขยะสด 0.3 กก.	

วิธีดำเนินการทดลองเริ่มจากการเริ่มจุดเตาเผาให้ติดไฟโดยใช้เศษกิ่งไม้และกระดาษ จากนั้นจึงเริ่มป้อนขยะ และจับเวลาในการเผาไหม้ของแต่ละรหัสทดสอบ ระหว่างการทดลองอุณหภูมิภายในเตาเผาและอุณหภูมิที่ปล่องไอเสีย จะถูกบันทึกทุก ๆ 10 วินาที และค่ามลพิษ CO NO_x SO₂ ถูกวัดที่ปลายปล่องโดยบันทึกค่าทุก ๆ 10 วินาที ค่ามลพิษที่วัดได้จากปล่องไอเสียจะถูกคำนวณ (ดังสมการที่ (1)) (Pollutant Control Department, 2020) ที่ความเข้มข้นออกซิเจนอ้างอิง (O₂ Reference) เพื่อนำค่ามลพิษที่คำนวณได้เปรียบเทียบกับค่ามาตรฐานการปล่อยมลพิษ สำหรับการคำนวณ ค่ามลพิษของประเทศไทยได้กำหนดที่ความเข้มข้นออกซิเจนอยู่ที่ร้อยละ 7 (Pollutant Control Department, 2020)

$$Corrected\ PPM = measured\ PPM \left[\frac{20.9 - O_2 reference}{20.9 - O_2 measured} \right] \quad (1)$$

<i>Corrected PPM</i>	คือ	ค่ามลพิษที่ความเข้มข้นออกซิเจนอ้างอิง
<i>measured PPM</i>	คือ	ค่ามลพิษที่วัดได้จากปล่องไอเสีย
<i>O₂ reference</i>	คือ	ค่าออกซิเจนอ้างอิง
<i>O₂ measured</i>	คือ	ค่าออกซิเจนที่วัดได้จากปล่องไอเสีย

ในการทดลองมีการทดลองซ้ำ รวมเป็นการทดลองทั้งหมด 3 ครั้ง โดยค่าเฉลี่ยของผลการทดลอง อุณหภูมิห้องเผาไหม้ อุณหภูมิปล่องไอเสีย ค่ามลพิษ ในแต่ละเวลาคำนวณดังสมการที่ (2)

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i \quad (2)$$

$\bar{x}$ = ค่าเฉลี่ยของทั้ง 3 การทดลองในแต่ละเวลา
 n = จำนวนครั้งของการทดลอง

ค่าความคลาดเคลื่อนของข้อมูลแต่ละการทดลองเปรียบเทียบกับค่าเฉลี่ยในแต่ละเวลา โดยคิดเป็นเปอร์เซ็นต์ของการคลาดเคลื่อนของค่าการทดลองดังสมการที่ (3)

$$Error\ of\ value [\%] = \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\bar{x}} \right) \times 100 \quad (3)$$

หลังจากการทดลองเผาไหม้เสร็จสิ้น ตัวอย่างขยะที่ใช้ป้อนในแต่ละรหัสการทดสอบและเก้าอี้ตกบริเวณใต้เตาเผา จะถูกนำมาวิเคราะห์หาความชื้นและปริมาณคาร์บอนที่ไม่สามารถเผาได้ ตามมาตรฐาน ASTM E871-82 (2006) และ ASTM E1131 (2008)

ผลการศึกษา

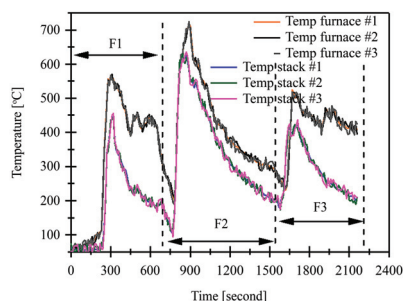
ตัวอย่างของขยะที่ใช้ทดสอบประกอบด้วย ของใส่ขนม แก้วน้ำ ถังแกง เศษผ้า ฯลฯ ดังตารางที่ 1 ขยะที่ใช้ทดสอบ มีลักษณะแห้งในการทดสอบของ F1 และ F2 เนื่องจากทางอุทยานฯ ได้มีการคัดแยกขยะเพื่อนำกลับไปขายให้กับร้านรับซื้อของเก่าและขยะสดเพื่อทำปุ๋ย ส่วนกรณีการทดสอบของ F3 ได้ผสมขยะสด เช่น เปลือกผลไม้ลงไปผสม ร้อยละ 10.3 โดยน้ำหนัก การทดสอบเตาเผาขยะได้ทำการป้อนขยะเปรียบเทียบทั้ง 3 แบบ เพื่อดูผลของอุณหภูมิห้องเผาไหม้ อุณหภูมิไอเสีย และมลพิษที่เกิดขึ้นจากการเผาขยะ โดยที่ขยะแห้งซึ่งเป็นองค์ประกอบหลักได้ถูกนำมาวิเคราะห์หาสมบัติ เช่น ปริมาณความชื้น เถ้า และองค์ประกอบทางเคมี ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3 สมบัติของขยะแห้ง

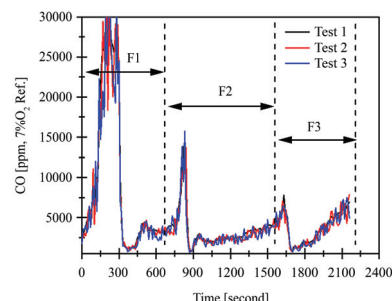
การวิเคราะห์โดยประมาณ (Proximate Analysis, wt %, มาตรฐานเปียก)	
ความชื้น	12.1
เถ้า	11.8
การวิเคราะห์องค์ประกอบทางเคมี (Ultimate Analysis, wt %, มาตรฐานเปียก)	
คาร์บอน	35.1
ไฮโดรเจน	4.7
ไนโตรเจน	0.4
ซัลเฟอร์	1.6
ออกซิเจน	34.3

การทดสอบเผาขยะกรณี F1 ที่ใช้ขยะแห้งน้ำหนัก 4.0 กิโลกรัม ใช้เวลาในการเผาไหม้ 11 นาที (ช่วง 0 - 660 วินาที) พบว่าอุณหภูมิในห้องเผาไหม้และอุณหภูมิไอเสียอยู่ที่ 550 องศาเซลเซียส และ 430 องศาเซลเซียส โดยประมาณ จากการศึกษาของ Márquez et al. (2023) ได้ศึกษาช่วงอุณหภูมิการสลายตัวและขั้นตอนการเผาไหม้ของขยะชุมชน ในสเปน พบว่าการเผาไหม้ขยะแบ่งออกเป็น 4 ขั้นตอน คือ ขั้นตอนการระเหยความชื้น การเผาไหม้สารระเหย (Volatile Combustion) การสลายตัวของแข็งและเผาไหม้ และขั้นตอนสุดท้าย คือ การเผาไหม้เถ้า โดยที่แต่ละขั้นตอนมีอุณหภูมิ ในช่วง (80 - 150 องศาเซลเซียส) (150 - 400 องศาเซลเซียส) ในช่วง (400 - 520 องศาเซลเซียส) และในช่วง (520 - 900 องศาเซลเซียส) ตามลำดับ ดังนั้นเมื่ออุณหภูมิภายในห้องเผาไหม้เริ่มตกอย่างต่อเนื่อง (ถึงประมาณ 200 องศาเซลเซียส) ดังรูปที่ 2 จึงแสดงสถานะที่เชื้อเพลิงขยะก่อนหน้าได้สลายตัวและเผาไหม้จนครบทั้ง 4 ขั้นตอน และพร้อมที่จะป้อนขยะกรณีต่อไป

การป้อนขยะกรณี F2 ผลของอุณหภูมิในห้องเผาไหม้และอุณหภูมิไอเสียอยู่ที่ 700 องศาเซลเซียส และ 600 องศาเซลเซียส โดยประมาณ (ดังรูปที่ 2(ก)) และใช้เวลาในการเผาไหม้ 15 นาที (ช่วง 661 - 1,560 วินาที) สังเกตได้ว่ากรณี F2 ใช้เวลานานกว่าและอุณหภูมิในห้องเผาไหม้และไอเสียสูงกว่ากรณีของ F1 สันนิษฐานมาจาก ส่วนผสมที่มีกิ่งไม้ ส่งผลให้ใช้เวลาในการเผาไหม้ที่นานขึ้น สำหรับกรณี F3 อุณหภูมิในห้องเผาไหม้และอุณหภูมิไอเสีย อยู่ที่ 500 องศาเซลเซียส และ 400 องศาเซลเซียส โดยประมาณ ใช้เวลาในการเผาไหม้ 10 นาที (ช่วง 1,561 - 2,160 วินาที) อุณหภูมิในห้องเผาไหม้และอุณหภูมิไอเสียกรณี F3 ต่ำกว่ากรณี F2 เนื่องจากส่วนผสมของขยะสด เช่น เปลือกผลไม้ ที่มีความชื้นอยู่สูง

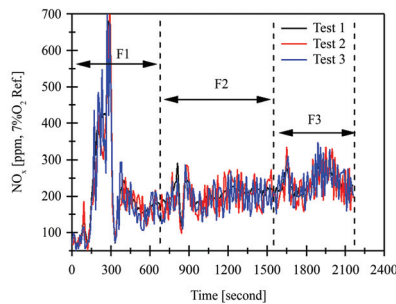


(ก) อุณหภูมิภายในห้องเผาไหม้และไอเสีย

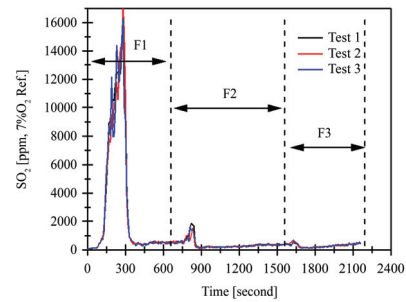


(ข) มลพิษคาร์บอนมอนอกไซด์ (CO)

รูปที่ 2 อุณหภูมิภายในเตาเผาขยะ อุณหภูมิไอเสีย และมลพิษที่ปลดปล่อยจากการเผาไหม้ขยะมูลฝอย



(ค) มลพิษออกไซด์ของไนโตรเจน (NO_x)

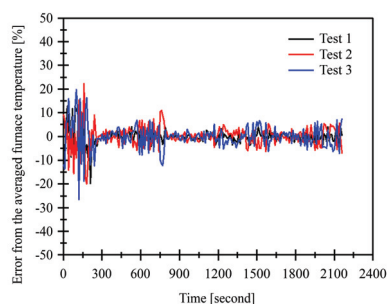


(ง) มลพิษซัลเฟอร์ไดออกไซด์ (SO_2)

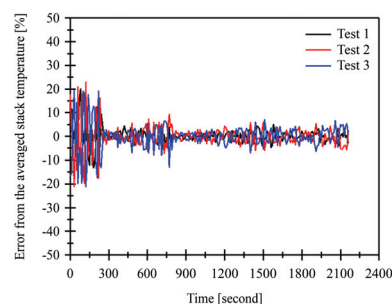
รูปที่ 2 อุณหภูมิภายในเตาเผาขยะ อุณหภูมิไอเสีย และมลพิษที่ปลดปล่อยจากการเผาไหม้ขยะมูลฝอย (ต่อ)

จากผลการทดสอบการเผาขยะที่ 4 กิโลกรัม (กรณี F1) ค่ามลพิษ CO NO_x และ SO_2 (ที่ความดัน 1 บรรยากาศ) อุณหภูมิ 25 องศาเซลเซียส ปริมาตรออกซิเจนร้อยละ 7) อยู่ในช่วง 1,128 - 29,737 ppm 64 - 680 ppm และ 66 - 16,365 ppm (ดังรูปที่ 2(ข)-(ง)) ค่ามลพิษสูงกว่ากรณีของ F2 และ F3 มาก เนื่องจากขยะที่มีปริมาณมากส่งผลให้ปฏิกิริยาการเผาไหม้ไม่สมบูรณ์โดยดูจากอุณหภูมิในห้องเผาไหม้และอุณหภูมิไอเสียที่ต่ำ เมื่อทำการลดปริมาณขยะลง 2.9 - 3.0 กิโลกรัม (กรณี F2 และ F3) ค่ามลพิษ CO NO_x และ SO_2 มีค่าลดลง และสังเกตขยะภายในเตาเผายังมีการเผาไหม้และเปลวไฟที่ดี อย่างไรก็ตามค่ามลพิษที่ได้จากการศึกษากรณี F1 F2 และ F3 เมื่อเทียบกับค่ามาตรฐานการปลดปล่อยมลพิษ NO_x (250 ppm) SO_2 (30 ppm) (Pollutant Control Department, 2020) และ CO (50 ppm) (Brizio et al., 2004) พบว่าค่ามลพิษ NO_x ยังเกินค่ามาตรฐานอยู่เล็กน้อย (กรณี F2 และ F3) ส่วนมลพิษ CO และ SO_2 ยังสูงกว่าค่ามาตรฐาน

ในการทดลองมีการทดลองซ้ำ รวมเป็นการทดลอง 3 ครั้ง (Test 1 Test 2 Test 3) เพื่อความเชื่อถือได้ของข้อมูลการทดลอง โดยที่ความคลาดเคลื่อนของข้อมูลอุณหภูมิทั้งภายในเตา (Furnace Temperature) และอุณหภูมิปล่อง (Stack Temperature) โดยส่วนใหญ่แกว่งอยู่ที่ร้อยละ ± 10 โดยประมาณ (ดังรูปที่ 3) ยกเว้นช่วงต้นของการทดลองทุกครั้งที่มีการแกว่งของข้อมูลสูงอยู่ที่ร้อยละ ± 20 โดยประมาณ เนื่องจากอุณหภูมิกระจายตัวไม่สม่ำเสมอและไม่ทั่วทั้งเตาเผา สำหรับค่าความคลาดเคลื่อนของข้อมูลมลพิษอยู่ที่ประมาณร้อยละ 20 โดยส่วนใหญ่ อย่างไรก็ตามทั้งสามการทดลองข้อมูลมีแนวโน้มในทางเดียวกันหลังจากการเผาไหม้แล้วได้นำตัวอย่างเถ้ามาวิเคราะห์พบว่า มีปริมาณคาร์บอนที่ไม่สามารถเผาได้ (Unburned Carbon) อยู่ที่ร้อยละ 13.3 1.2 ร้อยละ 12.5 0.5 และร้อยละ 12.3 0.6 ของการทดลอง F1 F2 และ F3 ตามลำดับ

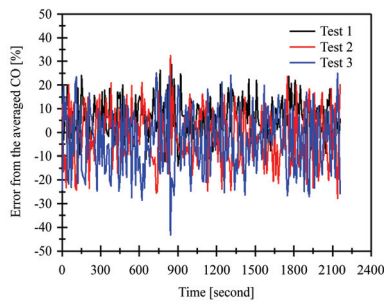


(ก) ความคลาดเคลื่อนของอุณหภูมิภายในห้องเผาไหม้

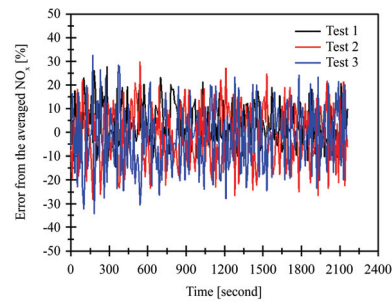


(ข) ความคลาดเคลื่อนของอุณหภูมิไอเสีย

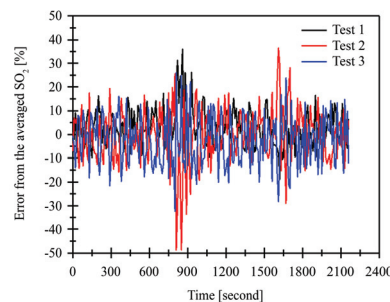
รูปที่ 3 ความคลาดเคลื่อนของอุณหภูมิภายในเตาเผาขยะ อุณหภูมิไอเสีย และมลพิษที่ปลดปล่อยจากการเผาไหม้ขยะมูลฝอย



(ค) ความคลาดเคลื่อนของมลพิษ
คาร์บอนมอนอกไซด์ (CO)



(ง) ความคลาดเคลื่อนของมลพิษ
ออกไซด์ของไนโตรเจน (NO_x)



(จ) ความคลาดเคลื่อนของมลพิษซัลเฟอร์ไดออกไซด์ (SO₂)

รูปที่ 3 ความคลาดเคลื่อนของอุณหภูมิภายในเตาเผาขยะ อุณหภูมิไอเสีย และมลพิษที่ปลดปล่อยจากการเผาไหม้ขยะมูลฝอย (ต่อ)

จากการศึกษาของ Sukchana (2014) ได้ศึกษาการเผาไหม้ขยะในเตาเผาไหม้โดยทำการเผาอย่างต่อเนื่องจากอัตราการป้อนขยะเริ่มที่ 30 กิโลกรัม/ชั่วโมง และเพิ่มอัตราการป้อนขยะครั้งละ 10 กิโลกรัม/ชั่วโมง จนถึงอัตราการป้อน 70 กิโลกรัม/ชั่วโมง จากผลการทดลองพบว่าเมื่อเพิ่มอัตราการป้อนขยะจาก 30 ถึง 60 กิโลกรัม/ชั่วโมง ส่งผลให้อุณหภูมิในห้องเผาไหม้และค่ามลพิษ CO และ NO_x เพิ่มขึ้น และเมื่ออัตราการป้อนขยะจาก 60 กิโลกรัม/ชั่วโมง เพิ่มเป็น 70 กิโลกรัม/ชั่วโมง พบว่าอุณหภูมิในห้องเผาไหม้และค่ามลพิษเริ่มลดลง เนื่องจากอัตราการป้อนที่มากเกินไปทำให้การเผาไหม้ไม่สมบูรณ์ สอดคล้องกับผลการทดสอบดังรูปที่ 2 แม้ว่ากรณี F1 ที่มีอัตราการป้อนมากกว่า แต่กลับมีอุณหภูมิที่ต่ำกว่ากรณี F2 และมลพิษ CO NO_x และ SO₂ ที่สูง ดังนั้นอัตราการป้อนขยะจึงมีผลกระทบต่ออุณหภูมิและค่ามลพิษที่เกิดขึ้น

การทดสอบเปรียบเทียบที่อัตราการป้อน 2.9 - 4.0 กิโลกรัม/ครั้ง (ตารางที่ 2) พบว่าที่อัตราการป้อน 2.9 กิโลกรัม/ครั้ง (F3) มีความเหมาะสมต่อเตาเผา โดยดูจากผลของอุณหภูมิการเผาไหม้และอุณหภูมิของไอเสีย และค่ามลพิษ CO NO_x และ SO₂ ที่ปลดปล่อยค่อนข้างเสถียรและต่ำกว่าที่อัตราการป้อน 4.0 กิโลกรัม/ครั้ง รวมทั้งค่าคาร์บอนที่ไม่สามารถเผาได้ (Unburnt Carbon) ต่ำกว่ากรณี F1 และ F2 โดยอยู่ที่ร้อยละ 12.3 ซึ่งเป็นตัวชี้วัดของการเผาไหม้ที่สมบูรณ์ อย่างไรก็ตามค่ามลพิษ CO และ SO₂ ยังมีค่าค่อนข้างสูงอาจต้องมีปรับปรุงระบบการเผาไหม้ต่อไป ทั้งนี้จากผลการทดลองในงานวิจัยนี้ได้มีการเปรียบเทียบกับงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับเตาเผาขยะชุมชนที่ขนาดและประเภทต่าง ๆ ดังตารางที่ 4

ตารางที่ 4 มลพิษที่ปลดปล่อยจากการเผาไหม้ขยะชุมชนขนาดเล็กและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ประเภทของเตาเผาขยะ	CO (ppm)	NO _x (ppm)	SO ₂ (ppm)
เตาเผาขนาดเล็ก (อัตราการป้อน 2.9 กก./ครั้ง กรณีทดสอบ F3) งานวิจัยนี้	6,843	302	74
เตาเผาขนาดใหญ่ (อัตราการป้อน 50 กก./ชม.) (Sukchana, 2014)	102 - 1,200	91 - 230	n.d.
เตาเผาขนาดใหญ่ (อัตราการป้อน 80 กก./ชม.) (Sukchana and Sirikasemsuk, 2015)	60 - 140	10 - 140	n.d.
หลอดทดลอง (Quartz Tube) (Tang et al., 2012)	n.d.	15	45
ฟลูอิดไชด์เบด (Suksankraisorn et al., 2010)	40	n.d.	2,400
ตะกรับ (Xia et al., 2014)	n.d.	230 - 250	n.d.
เตาเผาขนาดเล็ก (อัตราการป้อน 10 กก./ชม.) (Sangbuatao and Kancanha, 2014)	726	n.d.	n.d.

* n.d. (ไม่ปรากฏข้อมูล)

การปลดปล่อยแก๊สคาร์บอนมอนอกไซด์ (CO) จากการเผาขยะมูลฝอยในงานวิจัยนี้อยู่ที่ 6,843 ppm (ที่อัตราการป้อน 2.9 กิโลกรัมต่อชั่วโมง F3) ซึ่งเกินกว่าระดับที่รายงานในการศึกษาอื่น ๆ อย่างมาก ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 40 - 726 ppm (Suksankraisorn et al., 2010; Sangbuatao and Kancanha, 2014) สิ่งนี้บ่งชี้ว่ากระบวนการเผาไหม้ในเตาเผาขนาดเล็กในงานวิจัยนี้อาจมีประสิทธิภาพต่ำกว่าหรือทำงานภายใต้เงื่อนไขที่แตกต่างเมื่อเทียบกับระบบอื่น ๆ และอีกปัจจัยที่ทำให้ค่ามลพิษ CO ในงานวิจัยนี้สูง เนื่องจากเตาเผาที่ใช้ในการทดลองมีข้อจำกัด คือ ไม่สามารถปรับอัตราอากาศส่วนเกิน (Excess Air) เพิ่มขึ้นในระบบ ๆ ได้ โดยอัตราอากาศส่วนเกินนี้เป็นอีกวิธีที่สามารถลดมลพิษ CO โดยที่อากาศส่วนเกินทำปฏิกิริยาออกซิเดชันกับคาร์บอนมอนอกไซด์เป็นแก๊สคาร์บอนไดออกไซด์และทำให้การเผาไหม้สมบูรณ์ขึ้น ดังสมการที่ (4) ดังการศึกษาของ Suksankraisorn et al. (2010) ได้ใช้อัตราอากาศส่วนเกินที่ 10 % ในการเผาไหม้ขยะชุมชนสำหรับเตาเผาไหม้แบบฟลูอิดไชด์เบด ทั้งนี้จากงานวิจัยดังกล่าวพบว่าเมื่อป้อนอัตราส่วนเกินที่มากเกินไปอาจทำให้มลพิษ CO และ NO_x มีค่าเพิ่มขึ้นได้ อันเนื่องมาจากคาร์บอนและไนโตรเจนที่มีอยู่ในขยะชุมชนสามารถที่จะเกิดปฏิกิริยากับออกซิเจนที่มากเกินไปดังสมการที่ (5) ดังนั้นในการใช้อัตราอากาศส่วนเกินจึงมีความจำเป็นต้องหาอัตราส่วนที่เหมาะสม สำหรับการปล่อยแก๊สไนโตรเจนออกไซด์ (NO_x) ที่ 302 ppm (ที่อัตราการป้อน 2.9 กิโลกรัมต่อชั่วโมง F3) ในงานวิจัยนี้ยังค่ามีสูงกว่าผลการศึกษาที่เกี่ยวข้อง (ดังตารางที่ 4) อย่างไรก็ตามยังมีค่าใกล้เคียงกับผลการศึกษาของ Xia et al. (2014) ที่ใช้เตาเผาแบบตะกรับในการเผาไหม้ขยะชุมชน

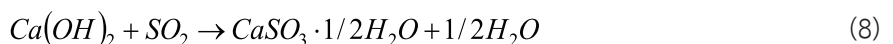


การปล่อยแก๊สซัลเฟอร์ไดออกไซด์ (SO₂) ที่ 74 ppm (ที่อัตราการป้อน 2.9 กิโลกรัมต่อชั่วโมง F3) ในงานวิจัยนี้อยู่ระหว่างค่าที่เคยศึกษาในการเผาขยะชุมชนในท่อควอตซ์ (ระดับห้องปฏิบัติการ) และในเตาเผาแบบฟลูอิดไชด์เบด คือ ในช่วง 45 - 2,400 ppm (Suksankraisorn et al., 2010; Márquez et al., 2023) สังเกตได้ว่าทั้งงานวิจัยนี้และงานวิจัยดังกล่าวมีค่าความเข้มข้นของ SO₂ ที่สูงเกินกว่ามาตรฐานกำหนด คือ 30 ppm (Pollutant Control

Department, 2020) โดยทั่วไปขยะชุมชนมีองค์ประกอบซัลเฟอร์ (S) 1.13 % ถึง 1.94 % โดยน้ำหนัก (Tang et al., 2012; Xia et al., 2014) ซึ่งสามารถก่อให้เกิดมลพิษ SO_2 ที่สูง และจากการศึกษาของ Vantúch et al. (2016) เชื้อเพลิงถ่านหินผสมขี้เถ้าพลาสติก PET ในอัตราส่วนร้อยละ 7 โดยน้ำหนัก เมื่อทำการเผาไหม้เกิดมลพิษแก๊ส SO_2 อยู่ที่ 1,300 ppm เมื่อเปรียบเทียบกับเชื้อเพลิงถ่านหินที่ไม่ผสมขี้เถ้า PET เกิดมลพิษแก๊ส SO_2 อยู่ที่ 850 ppm จึงเห็นได้ว่าขยะพลาสติก PET มีผลอย่างมากในการปลดปล่อยมลพิษ SO_2 จากผลการทดสอบกรณี F2 (2.2 กิโลกรัมขยะแห้ง) ที่มีส่วนผสมของขยะแห้งน้อยกว่า F3 (2.6 กิโลกรัมขยะแห้ง) ซึ่งขยะแห้งมีองค์ประกอบของซัลเฟอร์ร้อยละ 1.6 โดยน้ำหนัก (ดังตารางที่ 3) แต่ผลมลพิษ SO_2 ในกรณี F2 กลับมีความเข้มข้นมากกว่า ทั้งนี้อาจมาจากผลของอุณหภูมิที่เกิดจากการเผาไหม้ที่สูงจากการที่ใช้เชื้อเพลิงที่แห้งและเผาไหม้ได้ดีกว่าโดยเฉพาะเมื่อผสมกับเศษไม้ ตัวปัจจัยของอุณหภูมิจึงเป็นตัวเร่งปฏิกิริยาออกซิเดชัน (ดังสมการที่ 6) ในการเกิดแก๊ส SO_2 (Wu et al., 2020)



ความเข้มข้น SO_2 ที่สูงนี้สามารถถูกดูดซับกักเก็บไว้ได้ด้วยการใช้ปูนขาว ซึ่งโดยทั่วไปมีองค์ประกอบหลัก คือ CaO และ $Ca(OH)_2$ (Han et al., 2021) โดยปฏิกิริยาระหว่างแก๊สซัลเฟอร์ไดออกไซด์และสารประกอบของแคลเซียมในปูนขาว เกิดสารประกอบผลิตภัณฑ์ในรูปแคลเซียมซัลเฟตดังสมการที่ (7) และ (8) ซึ่งสารประกอบนี้เกิดขึ้นอยู่ในรูปเถ้าและไม่ก่อให้เกิดปัญหาในการกำจัด ดังการศึกษาของ (Tang et al., 2012) ศึกษาการลดความเข้มข้นมลพิษ SO_2 ในการเผาขยะมูลฝอยโดยใช้หินปูน (Limestone) ในอัตราส่วนผสม $Ca/s = 5$ โดยโมล สามารถลดมลพิษ SO_2 ลงได้ร้อยละ 23.4 ที่อุณหภูมิการเผาไหม้ 900 องศาเซลเซียส



องค์ประกอบของขยะมูลฝอยและเทคนิคการเผาไหม้มีผลอย่างมากต่อการปล่อยมลพิษเหล่านี้ โดยปริมาณคาร์บอนในขยะส่งผลโดยตรงต่อการปล่อย CO เมื่อการเผาไหม้ไม่สมบูรณ์ ส่วนปริมาณไนโตรเจนในขยะ โดยเฉพาะในเศษอาหารและวัสดุอินทรีย์มีผลต่อการเกิด NO_x ในระหว่างการเผา นอกจากนี้ปริมาณซัลเฟอร์ในขยะ ซึ่งอาจมาจากยาง พลาสติก หรือวัสดุสังเคราะห์อื่น ๆ จะส่งผลโดยตรงต่อการปล่อย SO_2 (Tang et al., 2012) จากการเปรียบเทียบกับงานวิจัยนี้และงานวิจัยที่เกี่ยวข้องดังกล่าวข้างต้น ผลการทดลองที่ต่างกันอาจเกิดจากปัจจัยอื่น ๆ ด้วย เช่น การออกแบบเตาเผา ขนาดของการดำเนินการ และการมีหรือไม่มีเทคโนโลยีควบคุมการปล่อยมลพิษ

สรุปผลการศึกษา

การศึกษาการปลดปล่อยมลพิษจากการเผาขยะมูลฝอยในเตาเผาขนาดเล็ก จากการศึกษาพบว่าอัตราการป้อนที่เหมาะสมอยู่ที่ 2.9 กิโลกรัม/ครั้งการป้อน ซึ่งมีอัตราส่วนผสมขยะสด (ร้อยละ 10.3) อุณหภูมิภายในห้องเผาไหม้ที่เหมาะสมอยู่ที่ 400 - 500 องศาเซลเซียส มลพิษที่เกิดขึ้น ได้แก่ CO NO_x และ SO_2 อยู่ที่ 6,843 ppm 302 ppm และ 574 ppm ตามลำดับ ซึ่งค่ามลพิษที่เกิดขึ้นดังกล่าวยังมีค่าเกินมาตรฐานกำหนด โดยเฉพาะมลพิษ SO_2 ซึ่งเกิดจากส่วนประกอบของขยะมูลฝอยที่เป็นพลาสติกถึงร้อยละ 52.1 และมีองค์ประกอบของซัลเฟอร์ร้อยละ 1.6 สำหรับข้อเสนอแนะสำหรับการเผาไหม้ในเตาเผาขยะมูลฝอยนี้ คือ ดำเนินการทดลองที่อัตราการป้อนที่เท่ากันทุกการทดลอง และเปลี่ยนอัตราส่วนผสม เพื่อศึกษาผลกระทบของอัตราส่วนเชื้อเพลิงขยะที่กระทบต่อการปลดปล่อยมลพิษ และเนื่องจากขยะมูลฝอยมีส่วนผสมของพลาสติกซึ่งมีองค์ประกอบของซัลเฟอร์ เป็นสาเหตุให้เกิดมลพิษ SO_2 เมื่อทำการเผาไหม้ จากผลการทดลองค่ามลพิษ SO_2 มีค่าสูงมากและเกินกว่ามาตรฐานกำหนด ดังนั้นควรทำการศึกษาเพิ่มเติมโดยใช้หินปูนหรือปูนขาวในอัตราส่วนที่เหมาะสมในการดักจับมลพิษ SO_2 ในไอเสีย

References

- Brizio, E., Genon, G. and Poggio, M. (2004). *Comparison of Locations for a MSW Incineration Plant*. In V. Popov, H. Itoh, C.A. Brebbia & S. Kungolos (Eds.), *Waste Management and the Environment II*. 78(11), pp. 633-643. WIT Press. <https://www.witpress.com/Secure/elibrary/papers/WM04/WM04063FU.pdf>
- Han, J.W., Hassoli, N., Lee, K.S., Park, S.S., Kim, K.D., Kim, H.T. and Park, Y.O. (2021). Dry Scrubbing of Gaseous HCl and SO₂ with Hydrated Lime in Entrained Mixing Reactor. *Powder Technology*, 393, 471-481. <https://doi.org/10.1016/j.powtec.2021.05.089>
- Márquez, A., Patlaka, E., Sfakiotakis, S., Ortiz, I. and Sánchez-Hervás, J.M. (2023). Pyrolysis of Municipal Solid Waste: A Kinetic Study Through Multi-Step Reaction Models. *Waste Management*, 172, 171-181. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2023.10.031>
- Pollutant Control Department. (2024, 10 July). *Announcement of the Ministry of Natural Resources and Environment on Setting Air Emission Standards for Municipal Waste Incinerators*. <https://www.pcd.go.th/laws/4082>
- Sangbuatao, S. and Kancanha, R. (2014). Identifying the Optimal Factor for Design and Fabrication of a Small Municipal Solid Wasted Incinerator with the Design of Experiments Technique. *Journal of Engineering, RMUTT*, 1(1), 43-53. (in Thai)
- Sukchana, T. (2014). *The Performance Test of an Incinerator with Loopback Exhaust*. In The 28th Conference of Mechanical Engineering Network of Thailand (ME-NETT 2014) 15-17 November, Khon Kaen, Thailand (365-375). (in Thai)
- Sukchana, T. and Sirikasemsuk, S. (2015). *The Burning Efficiency Test of a Cylindrical Incinerator with a Rolling Grill*. In The 29th Conference of Mechanical Engineering Network of Thailand (ME-NETT 2015). 1-3 July, Nakhon Ratchasima, Thailand (in Thai)
- Suksankraisorn, K., Patumsawadnd, S. and Fungtammasan, B. (2010). Co-firing of Thai Lignite and Municipal Solid Waste (MSW) in a Fluidised Bed: Effect of MSW Moisture Content. *Applied Thermal Engineering*, 30(17-18), 2693-2697. <https://doi.org/10.1016/j.applthermaleng.2010.07.020>
- Tang, Y., Ma, X., Lai, Z., Zhou, D., Lin, H. and Chen, Y. (2012). NO_x and SO₂ Emissions from Municipal Solid Waste (MSW) Combustion in CO₂/O₂ Atmosphere. *Energy*, 40(1), 300-306. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2012.01.070>
- Vantúch, M., Kaduchová, K. and Lenhard, R. (2016). The Impact of Municipal Waste Combustion in Small Heat Sources. *AIP Conference Proceedings*, 1745(1), 020063. <https://doi.org/10.1063/1.4953757>
- Waste and Hazardous Substance Management Division. (2022). *Report on the Situation of Municipal Solid Waste Disposal Sites in Thailand 2022*. Bangkok: Pollutant Control Department, Ministry of Natural Resources and Environment.
- Wu, X., Fan, W., Liu, S., Chen, J., Guo, H. and Liu, Z. (2020). Effect of High Temperature and Separated Combustion on SO₂ Release Characteristics During Coal Combustion Under O₂/CO₂ Atmosphere. *Journal of the Energy Institute*, 93(6), 2388-2398. <https://doi.org/10.1016/j.joei.2020.07.013>
- Xia, Z., Li, J., Wu, T., Chen, C. and Zhang, X. (2014). CFD Simulation of MSW Combustion and SNCR in a Commercial Incinerator. *Waste Management*, 34(9), 1609-1618. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2014.04.015>

เกณฑ์สารสนเทศของเบส์ที่พัฒนาโดยใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียงสำหรับ ตัวแบบสมการหลายชั้น

Bayesian Information Criterion Developed Using Unbiased Estimator for Simultaneous Equations Model

วารางคณา เรียนสุทธิ์*

Warangkhan Riansut*

Received: June 27, 2024; Revised: October 15, 2024; Accepted: October 17, 2024

บทคัดย่อ

บทความนี้นำเสนอเกณฑ์ใหม่สำหรับการคัดเลือกตัวแบบสมการหลายชั้นเมื่ออิงตามเกณฑ์สารสนเทศของเบส์ ซึ่งตัวแบบสมการหลายชั้นมีการใช้อย่างแพร่หลายในสาขาสถิติและเศรษฐศาสตร์ มีลักษณะสำคัญคือ ตัวแปรตามของสมการหนึ่งจะเป็นตัวแปรอิสระของสมการที่เหลือได้ เกณฑ์ใหม่ประมาณค่าเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อนโดยใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียง (Unbiased Estimator: UE) แทนที่ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood Estimator: MLE) ในเกณฑ์ System of Bayesian Information Criterion (SBIC) เรียกเกณฑ์ใหม่ว่า SBIC(UE) ดำเนินการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของเกณฑ์ SBIC(UE) กับเกณฑ์ SBIC โดยใช้การจำลองข้อมูลและเปรียบเทียบประสิทธิภาพสังเกต L_2 พบว่า เกณฑ์ SBIC(UE) มีประสิทธิภาพสูงกว่าเกณฑ์ SBIC เนื่องจากมีร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องสูงกว่า มีค่าเฉลี่ยของประสิทธิภาพสังเกต L_2 สูงกว่า และมีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของประสิทธิภาพสังเกต L_2 ต่ำกว่า เกณฑ์ SBIC มีความเอนเอียงเชิงลบมากกว่าเกณฑ์ SBIC(UE) เนื่องจากค่าประมาณของเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อนเมื่อใช้ MLE มีค่าน้อยกว่าค่าประมาณเมื่อใช้ UE กล่าวคือ มีค่าประมาณต่ำเกินไป เหตุผลนี้ทำให้ประสิทธิภาพของเกณฑ์ SBIC ต่ำกว่าเกณฑ์ SBIC(UE)

คำสำคัญ : เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ; ประสิทธิภาพ; ตัวประมาณไม่เอนเอียง; ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด; BIC

คณะวิทยาศาสตร์และนวัตกรรมดิจิทัล มหาวิทยาลัยทักษิณ

Faculty of Science and Digital Innovation, Thaksin University

* Corresponding Author, Tel. 08 8790 8476, E - mail: warang27@gmail.com

Abstract

This article introduces a new criterion for selecting a simultaneous equations model based on the Bayesian information criterion. The simultaneous equations model (SEM) is widely used in Statistics and Economics. The main characteristic of SEM is that the dependent variable of one equation can be the independent variable of the remaining equations. The new criterion performs the estimation of the error contemporaneous covariance matrix using the unbiased estimator (UE) instead of the maximum likelihood estimator (MLE) in the system of Bayesian information criterion (SBIC), and the new criterion is called SBIC(UE). The performances of SBIC(UE) and SBIC are compared using the extensive simulation study and the observed L_2 performance. It is found that SBIC(UE) is more efficient than SBIC, with a higher percentage of correct model selections, a higher average of the observed L_2 performance, and a lower standard deviation of the observed L_2 performance. SBIC is more negatively biased than SBIC(UE) because the estimate of the error contemporaneous covariance matrix when using MLE is less than the estimate when using UE, i.e., it is underestimated. For this reason, the efficiency of the SBIC is lower than the SBIC(UE).

Keywords: Model Selection Criterion; Efficiency; Unbiased Estimator; Maximum Likelihood Estimator; BIC

บทนำ

เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบได้กลายมาเป็นสิ่งสำคัญในการเลือกตัวแปรที่เหมาะสมสำหรับการสร้างสมการการถดถอยหรือระบบสมการ เช่น สมการหลายชั้น (Simultaneous Equations) เนื่องจากตัวแปรอิสระที่มีอยู่ทั้งหมดนั้นอาจไม่เหมาะสมในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตามหรือการพยากรณ์ค่าที่เป็นไปได้ของตัวแปรตามในอนาคตสำหรับการวิเคราะห์การถดถอยมีการใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบหลายเกณฑ์ เช่น เกณฑ์สารสนเทศของอะกะอิเกะ (Akaike Information Criterion: AIC) (Akaike, 1974) เกณฑ์สารสนเทศของเบส์ (Bayesian Information Criterion: BIC) (Schwarz, 1978) เกณฑ์สารสนเทศ (Hannan and Quinn Information Criterion: HQIC) (Hannan and Quinn, 1979) เกณฑ์การปรับแก้ของ AIC (AICc) (Hurvich and Tsai, 1989) เกณฑ์การปรับแก้ของ AICc (AICu) (McQuarrie et al., 1997) เกณฑ์สารสนเทศของคูลแบค (Kullback Information Criterion: KIC) (Cavanaugh, 1999) เกณฑ์การปรับแก้ของ KIC (KICc) (Cavanaugh, 2004) เกณฑ์สารสนเทศของฟาม (Pham Information Criterion: PIC) (Pham, 2019) วิธีใหม่ในการเลือกตัวแบบการถดถอยโดยใช้ค่า p สำหรับการทดสอบ t และการทดสอบ F สำหรับเกณฑ์การคัดเลือกตัวแปร และค่า R -squared ที่ปรับแล้วหรือ AIC สำหรับเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบที่ดีที่สุด (Niyonzima, 2020) และการยกระดับเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบด้วยการทดสอบภาวะสารถูปีสำหรับการประยุกต์ใช้ในทางปฏิบัติ (Rossi et al., 2020) จากเกณฑ์ทั้งหมดที่กล่าวถึงพบว่า เกณฑ์ AIC และ BIC เป็นเกณฑ์ที่นิยมใช้กันทั่วไปและเป็นที่ยอมรับมากกว่าเกณฑ์อื่น ๆ จุดเด่นของเกณฑ์ AIC คือ เป็นเกณฑ์ที่มีประสิทธิภาพเชิงเส้นกำกับ (Asymptotically Efficient) ดังนั้นในกรณีตัวอย่างขนาดใหญ่ เกณฑ์นี้จะคัดเลือกตัวแบบที่มีค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Mean Square Error: MSE) ต่ำที่สุด อย่างไรก็ตาม เกณฑ์ BIC มีแนวโน้มที่จะคัดเลือกตัวแบบที่มีจำนวนพารามิเตอร์น้อยกว่าเกณฑ์ AIC จึงมีประสิทธิภาพสูงกว่า เนื่องจากเกณฑ์ BIC เป็นเกณฑ์ที่คงเส้นคงวา (Consistency) จึงสามารถระบุตัวแบบที่ถูกต้องเชิงเส้นกำกับด้วยความน่าจะเป็นเท่ากับ 1 ดังนั้นเมื่อตัวแบบที่เป็นไปได้มีลำดับจำกัด (Finite Order) เกณฑ์ AIC ที่มีประสิทธิภาพเชิงเส้นกำกับจะเป็นเกณฑ์ที่ไม่คงเส้นคงวาและมีแนวโน้มที่จะคัดเลือกตัวแบบที่มีจำนวนพารามิเตอร์มากเกินไป (Neath and Cavanaugh, 1997; Giombini and Szroeter, 2007)

สำหรับตัวแบบการถดถอยพบว่า มีการศึกษาและพัฒนาเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบอย่างต่อเนื่อง ในขณะที่เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบที่ใช้กับตัวแบบสมการหลายชั้นยังมีการศึกษาและพัฒนาไม่มากนัก สมการหลายชั้นเป็นตัวแทนทางสถิติและเศรษฐศาสตร์ที่ใช้กันอย่างแพร่หลาย ซึ่งมีลักษณะสำคัญ คือ ตัวแปรตามหรือตัวแปรอธิบายภายนอก (External Explanatory Variables) ของสมการหนึ่งอาจเป็นตัวแปรอิสระหรือตัวแปรอธิบาย (Explanatory Variables) ของสมการที่เหลือได้ ดังนั้นตัวแปรตามจะกลายเป็นแบบสุ่มและมีความสัมพันธ์กับค่าคลาดเคลื่อนของสมการที่ปรากฏเป็นตัวแปรอิสระ (Perez-Sanchez et al., 2021) ตัวอย่างของสมการหลายชั้น เช่น การคิดต้นทุนพร้อมกับผลตอบแทนจากการปลูกยางพาราในรูปแบบของระบบสมการหลายชั้น กรณีศึกษาอำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง และอำเภอทุ่งสง จังหวัดนครศรีธรรมราช พบว่า ตัวแปรต้นทุนซึ่งเป็นตัวแปรตามในสมการแรกจะเป็นตัวแปรอิสระของสมการผลตอบแทนที่ได้รับในสมการต่อมา (Keerativibool, 2014a) การพัฒนาเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบสมการหลายชั้นเกณฑ์แรก คือ เกณฑ์ SAIC (System of Akaike Information Criterion) (Keerativibool et al., 2011) ต่อมามีการแก้ปัญหาเกณฑ์ SAIC ที่คัดเลือกตัวแบบซึ่งมีจำนวนพารามิเตอร์มากเกินไป เรียกเกณฑ์ SBIC (System of Bayesian Information Criterion) (Keerativibool, 2012) อย่างไรก็ตาม เกณฑ์ SBIC มีการใช้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood Estimator: MLE) ในการประมาณค่าเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อน (Contemporaneous Covariance Matrix of Error) ซึ่งอาจทำให้เกณฑ์ SBIC มีความเอนเอียงเชิงลบ และจะส่งผลให้ประสิทธิภาพของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องจากเกณฑ์ SBIC ต่ำกว่าที่ควรจะเป็น (Keerativibool, 2014b) ดังนั้นการศึกษานี้จึงประยุกต์ใช้แนวคิดของ McQuarrie et al. (1997) ในการใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียง (Unbiased Estimator: UE) ประมาณค่าเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อนเพื่อแก้ปัญหาดังกล่าว

วิธีดำเนินการวิจัย

รูปแบบโครงสร้าง (Structural Form) ของตัวแบบสมการหลายชั้นที่มี M สมการ (ตัวแปรตามหรือตัวแปรอธิบายภายนอก M ตัว) แสดงด้วย $y_{t1}, y_{t2}, \dots, y_{tM}$ และตัวแปรที่กำหนดไว้ล่วงหน้า K ตัว (ตัวแปรอิสระหรือตัวแปรอธิบาย) แสดงด้วย $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tK}$ สามารถเขียนได้ดังสมการที่ (1)

$$\begin{aligned}
 y_{t1} &= \gamma_{21}y_{t2} + \gamma_{31}y_{t3} + \dots + \gamma_{M-1,1}y_{t,M-1} + \gamma_{M1}y_{tM} \\
 &\quad + \beta_{11}x_{t1} + \beta_{21}x_{t2} + \dots + \beta_{K1}x_{tK} + u_{t1} \\
 y_{t2} &= \gamma_{12}y_{t1} + \gamma_{32}y_{t3} + \dots + \gamma_{M-1,2}y_{t,M-1} + \gamma_{M2}y_{tM} \\
 &\quad + \beta_{12}x_{t1} + \beta_{22}x_{t2} + \dots + \beta_{K2}x_{tK} + u_{t2} \\
 &\quad \vdots \\
 y_{tM} &= \gamma_{1M}y_{t1} + \gamma_{2M}y_{t2} + \gamma_{3M}y_{t3} + \dots + \gamma_{M-1,M}y_{t,M-1} \\
 &\quad + \beta_{1M}x_{t1} + \beta_{2M}x_{t2} + \dots + \beta_{KM}x_{tK} + u_{tM}
 \end{aligned} \tag{1}$$

ในสมการที่ (1) กำหนดให้ตัวแปรอิสระตัวแรกของทุกสมการ (x_{t1}) มีค่าเท่ากับ 1 พารามิเตอร์ γ และ β แทนสัมประสิทธิ์ของตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ ตามลำดับ $u_{t1}, u_{t2}, \dots, u_{tM}$ แทนค่าคลาดเคลื่อนของแต่ละสมการที่มีความสัมพันธ์กัน โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 รูปแบบโครงสร้างของตัวแบบสมการหลายชั้นสามารถเขียนในรูปเมทริกซ์ได้ดังสมการที่ (2)

$$Y\Gamma + XB = U \tag{2}$$

โดยที่

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} y_{11} & y_{12} & \dots & y_{1M} \\ y_{21} & y_{22} & \dots & y_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{T1} & y_{T2} & \dots & y_{TM} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{\Gamma} = \begin{bmatrix} 1 & -\gamma_{12} & \dots & -\gamma_{1M} \\ -\gamma_{21} & 1 & \dots & -\gamma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -\gamma_{M1} & -\gamma_{M2} & \dots & 1 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1K} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{T1} & x_{T2} & \dots & x_{TK} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} -\beta_{11} & -\beta_{12} & \dots & -\beta_{1M} \\ -\beta_{21} & -\beta_{22} & \dots & -\beta_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -\beta_{K1} & -\beta_{K2} & \dots & -\beta_{KM} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{U} = \begin{bmatrix} u_{11} & u_{12} & \dots & u_{1M} \\ u_{21} & u_{22} & \dots & u_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ u_{T1} & u_{T2} & \dots & u_{TM} \end{bmatrix}$$

จากรูปแบบโครงสร้างในสมการที่ (2) สามารถเขียนในรูปแบบลดรูป (Reduced Form) ได้ดังสมการที่ (3)

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\mathbf{\Pi} + \mathbf{E} \quad (3)$$

โดยที่ $\mathbf{\Pi} = -\mathbf{B}\mathbf{\Gamma}^{-1}$ แทนเมทริกซ์ของพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่าขนาด $K \times M$ และ $\mathbf{E} = \mathbf{U}\mathbf{\Gamma}^{-1}$ แทนเมทริกซ์ของค่าคลาดเคลื่อนที่มีความสัมพันธ์กันขนาด $T \times M$ เมื่อพิจารณาสมการ M สมการในสมการที่ (3) สามารถแสดงเป็นตัวแทนเรียงซ้อนของแต่ละสมการได้ดังสมการที่ (4)

$$\mathbf{y} = \tilde{\mathbf{X}}\mathbf{\pi} + \mathbf{\varepsilon} \quad (4)$$

โดยที่

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{bmatrix}, \quad \tilde{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} \mathbf{X} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{X} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{\pi} = \begin{bmatrix} \pi_1 \\ \pi_2 \\ \vdots \\ \pi_M \end{bmatrix}, \quad \mathbf{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_M \end{bmatrix}$$

นั่นคือ $\mathbf{y}$ แทนเวกเตอร์ของตัวแปรตามขนาด $TM \times 1$ ซึ่งประกอบด้วยเวกเตอร์ y_j ขนาด $T \times 1$ จำนวน M เวกเตอร์ $\tilde{\mathbf{X}}$ แทนเมทริกซ์แนวทแยงขนาด $TM \times KM$ ซึ่งประกอบด้วย เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระ $\mathbf{X}$ ขนาด $T \times K$ ในแนวทแยงจำนวน M เมทริกซ์ $\mathbf{\pi}$ แทนเวกเตอร์ของพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่าขนาด $KM \times 1$ ซึ่งประกอบด้วยเวกเตอร์ π_j ขนาด $K \times 1$ จำนวน M เวกเตอร์ $\mathbf{\varepsilon}$ แทนเวกเตอร์ของค่าคลาดเคลื่อนที่มีความสัมพันธ์กันขนาด $TM \times 1$ ซึ่งประกอบด้วย เวกเตอร์ ε_j ขนาด $T \times 1$ จำนวน M เวกเตอร์ และ ε_{ij} แทนค่าคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติเป็นอิสระกัน มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวนเท่ากับ σ_{ij} นั่นคือ $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_{ij})$ ดังนั้น

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{t1} \\ \varepsilon_{t2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{tM} \end{bmatrix} \sim N_M(0, \Sigma) \quad (5)$$

โดยที่ Σ แทนเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อนขนาด $M \times M$

การสร้างเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบเริ่มต้นที่การพิจารณาการแจกแจงปกติหลายตัวแปร (Johnson and Wichern, 1998) เพื่อให้ได้ฟังก์ชันความหนาแน่นปกติร่วมของค่าคลาดเคลื่อน M ตัว ($\mathbf{\varepsilon} = \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\mathbf{\pi}$) ดังสมการที่ (6)

$$L(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\mathbf{\pi}, \mathbf{\pi}, \Sigma \otimes \mathbf{I}_T) = (2\pi)^{-\frac{TM}{2}} |\Sigma \otimes \mathbf{I}_T|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\mathbf{\pi})' (\Sigma^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\mathbf{\pi})\right) \quad (6)$$

โดยที่ $\otimes$ แทน Kronecker Product ลอการิทึมของสมการที่ (6) โดยแทนค่า $\log|\Sigma \otimes \mathbf{I}_T| = T \log|\Sigma|$ จะได้ฟังก์ชันลอการิทึมดังสมการที่ (7)

$$\log L(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\pi}, \Sigma \otimes \mathbf{I}_T) = -\frac{TM}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log|\Sigma| - \frac{1}{2}(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\boldsymbol{\pi})' (\Sigma^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\boldsymbol{\pi}) \quad (7)$$

กำหนดเวกเตอร์ของตัวประมาณภาวจะน่าจะเป็นสูงสุด $\tilde{\boldsymbol{\theta}} = (\tilde{\boldsymbol{\pi}}, \tilde{\Sigma})$ จะได้ -2 เท่าของฟังก์ชันลอการิทึมในสมการที่ (7) ดังสมการที่ (8)

$$-2 \log L(\mathbf{y}, \tilde{\mathbf{X}}, \tilde{\boldsymbol{\pi}}, \tilde{\Sigma}) = TM \log(2\pi) + T \log|\tilde{\Sigma}| + (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\boldsymbol{\pi}})' (\tilde{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\boldsymbol{\pi}}) \quad (8)$$

พิจารณาพจน์สุดท้ายของสมการที่ (8)

$$\begin{aligned} (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\boldsymbol{\pi}})' (\tilde{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\boldsymbol{\pi}}) &= tr \left[(\tilde{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\boldsymbol{\pi}}) (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\tilde{\boldsymbol{\pi}})' \right] \\ &= tr \left[\tilde{\Sigma}^{-1} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\tilde{\boldsymbol{\pi}}) (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\tilde{\boldsymbol{\pi}})' \right] \\ &= T tr(\tilde{\Sigma}^{-1} \tilde{\Sigma}) = T tr(\mathbf{I}_M) = TM \end{aligned} \quad (9)$$

แทนค่าสมการที่ (9) ลงในสมการที่ (8) จะได้ดังสมการที่ (10)

$$-2 \log L(\mathbf{y}, \tilde{\mathbf{X}}, \tilde{\boldsymbol{\pi}}, \tilde{\Sigma}) = TM [\log(2\pi) + 1] + T \log|\tilde{\Sigma}| \quad (10)$$

เนื่องจากพจน์แรก $TM [\log(2\pi) + 1]$ ในสมการที่ (10) เป็นค่าคงที่สำหรับระบบสมการหลายชั้น M สมการ ที่มีขนาดตัวอย่างในแต่ละสมการ T หน่วย จึงสามารถละเว้นได้จากเกณฑ์ $BIC = -2 \log L(\tilde{\boldsymbol{\theta}}|\mathbf{y}) + (\log T)(p+1)$ (Schwarz, 1978) โดยที่พารามิเตอร์จำนวน $p+1$ ตัวของสมการหลายชั้น คือ พารามิเตอร์สำหรับ $\boldsymbol{\pi}$ จำนวน KM ตัว และพารามิเตอร์สำหรับ Σ จำนวน $M(M+1)/2$ ตัว เมื่อปรับค่าด้วยขนาดตัวอย่าง (T) จะได้เกณฑ์สารสนเทศของเบส์สำหรับตัวแบบสมการหลายชั้น (System of Bayesian Information Criterion: SBIC) (Keerativibool, 2012) ดังสมการที่ (11)

$$SBIC = \log|\tilde{\Sigma}| + \frac{(\log T)}{T} \left(KM + \frac{M(M+1)}{2} \right) \quad (11)$$

โดยที่ $\tilde{\Sigma} = \frac{1}{T} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\tilde{\boldsymbol{\pi}})' (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\tilde{\boldsymbol{\pi}})$ แทนตัวประมาณภาวจะน่าจะเป็นสูงสุดของเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อน

จากปัญหาการคัดเลือกตัวแบบที่มีจำนวนพารามิเตอร์มากเกินไปของเกณฑ์ AIC (Akaike, 1974) และเกณฑ์ AICc (Hurvich and Tsai, 1989) McQuarrie et al. (1997) ได้เปลี่ยนการประมาณค่าความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อนจากเดิมที่ใช้ตัวประมาณภาวจะน่าจะเป็นสูงสุดเป็นการใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียง จึงได้เกณฑ์ AICu ที่สามารถแก้ปัญหา ค่าประมาณความแปรปรวนของค่าคลาดเคลื่อนที่ได้ต่ำเกินไปจริง โดยเฉพาะอย่างยิ่งเมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น จากองค์ความรู้ดังกล่าว ผู้วิจัยจึงแทนที่ตัวประมาณภาวจะน่าจะเป็นสูงสุดของเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อน ($\tilde{\Sigma}$) ด้วยตัวประมาณไม่เอนเอียง ($\hat{\Sigma}$) ลงในสมการที่ (11) จะได้เกณฑ์ System of Bayesian Information Criterion (SBIC) ที่พัฒนาโดยใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียง (UE) เรียกเกณฑ์ใหม่นี้ว่าเกณฑ์ SBIC(UE) ดังสมการที่ (12)

$$SBIC(UE) = \log |\hat{\Sigma}| + \frac{(\log T)}{T} \left(KM + \frac{M(M+1)}{2} \right) \quad (12)$$

โดยที่ $\hat{\Sigma} = \frac{1}{T-K} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\Pi})' (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\Pi})$ แทนตัวประมาณไม่เอนเอียงของเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อน

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของเกณฑ์ SBIC และเกณฑ์ SBIC(UE) จะพิจารณาที่ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องและค่าประสิทธิภาพสังเกต L_2 โดยร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องจะพิจารณาจากจำนวนตัวอย่างการจำลองข้อมูลทั้งหมด 1,000 ชุด มีจำนวนชุดที่สามารถคัดเลือกตัวแบบที่มีจำนวนพารามิเตอร์เท่ากับตัวแบบที่สร้างขึ้นคิดเป็นร้อยละเท่าไร ดังสมการที่ (13)

$$\text{ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้อง} = \frac{\text{จำนวนตัวอย่างการจำลองข้อมูลที่มีจำนวนพารามิเตอร์เท่ากับตัวแบบที่สร้างขึ้น}}{1,000} \times 100 \quad (13)$$

สำหรับประสิทธิภาพสังเกต L_2 มีสูตรดังสมการที่ (14) โดยถ้าตัวแบบที่คัดเลือกใกล้เคียงกับตัวแบบที่แท้จริงแล้วประสิทธิภาพสังเกต L_2 จะมีค่าสูงขึ้น ดังนั้นเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบที่ดีที่สุดจะคัดเลือกตัวแบบที่ให้ประสิทธิภาพสังเกต L_2 สูงกว่าเกณฑ์อื่น ๆ แม้ในกรณีตัวอย่างมีขนาดเล็ก

$$\text{ประสิทธิภาพสังเกต } L_2 = \frac{\min_{1 \leq K \leq K^*} L_2(K)}{L_2(K_s)} \quad (14)$$

โดยที่ $L_2(K) = \frac{1}{T} (\pi - \hat{\pi})' \tilde{\mathbf{X}}' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) \tilde{\mathbf{X}} (\pi - \hat{\pi})$ แทนระยะห่างระหว่างตัวแบบที่แท้จริงและตัวแบบโดยประมาณ $\min_{1 \leq K \leq K^*} L_2(K)$ แทนค่าที่น้อยที่สุดของ $L_2(K)$ ในชั้น (Class: K^*) ของตัวแบบโดยประมาณที่เป็นไปได้ทั้งหมด และ $L_2(K_s)$ แทนระยะห่างระหว่างตัวแบบที่แท้จริงและตัวแบบที่คัดเลือกโดยใช้เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบที่พิจารณา

การจำลองข้อมูล

ตัวแบบสมการหลายชั้นในรูปแบบลดรูปที่พิจารณาในการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้กำหนดระบบสมการจำนวน 2 ชุด ชุดละ 3 สมการ ($M = 3$) ระบบสมการชุดแรกมีค่าพารามิเตอร์ค่อนข้างสูงทำให้สามารถประมาณค่าพารามิเตอร์ได้ง่าย ดังสมการที่ (15)

$$\begin{aligned} y_{i1} &= 1 + 2x_{i2} + 3x_{i3} + 4x_{i4} + \varepsilon_{i1} \\ y_{i2} &= 1 - 0.5x_{i2} - 5x_{i3} - 1.5x_{i4} + \varepsilon_{i2} \\ y_{i3} &= 1 + x_{i2} + x_{i3} + x_{i4} + \varepsilon_{i3} \end{aligned} \quad (15)$$

และระบบสมการชุดที่สองมีค่าพารามิเตอร์ค่อนข้างต่ำทำให้การประมาณค่าพารามิเตอร์ทำได้ยากขึ้น ดังสมการที่ (16)

$$\begin{aligned} y_{i1} &= 1 + 0.9x_{i2} + 0.8x_{i3} + 0.7x_{i4} + \varepsilon_{i1} \\ y_{i2} &= 1 - 0.25x_{i2} - 0.13x_{i3} - 0.05x_{i4} + \varepsilon_{i2} \\ y_{i3} &= 1 + 0.5x_{i2} + 0.5x_{i3} + 0.5x_{i4} + \varepsilon_{i3} \end{aligned} \quad (16)$$

ขั้นตอนการจำลองข้อมูลแสดงดังนี้

1. สร้างเวกเตอร์ของค่าคลาดเคลื่อนปกติหลายตัวแปรในสมการที่ (5) ขนาด $1,000,000 \times 1$ โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อนระหว่างสมการเท่ากับ $\rho_{12} = 0.9$, $\rho_{13} = 0.7$ และ $\rho_{23} = 0.8$

และความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อนเท่ากับ $\sigma_{11} = 0.92 = 0.81$, $\sigma_{22} = 0.82 = 0.64$, $\sigma_{33} = 0.72 = 0.49$, $\sigma_{12} = \rho_{12}\sqrt{\sigma_{11}\sigma_{22}} = 0.648$, $\sigma_{13} = \rho_{13}\sqrt{\sigma_{11}\sigma_{33}} = 0.441$ และ $\sigma_{23} = \rho_{23}\sqrt{\sigma_{22}\sigma_{33}} = 0.448$ จะได้ค่าคลาดเคลื่อนปกติหลายตัวแปรดังนี้

$$\mathbf{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{t1} \\ \varepsilon_{t2} \\ \varepsilon_{t3} \end{bmatrix} \sim N_3 \left(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma} = \begin{bmatrix} 0.81 & 0.648 & 0.441 \\ 0.648 & 0.64 & 0.448 \\ 0.441 & 0.448 & 0.49 \end{bmatrix} \right)$$

2. แบ่งค่าคลาดเคลื่อนที่ได้จากข้อ 1 ออกเป็นตัวอย่างการจำลองข้อมูลจำนวน 1,000 ชุด โดยแต่ละชุดมีขนาดตัวอย่าง 3 ขนาด ได้แก่ ตัวอย่างขนาดเล็ก $T = 15, 20$ และ 25 ตัวอย่างขนาดกลาง $T = 30$ และ 50 และตัวอย่างขนาดใหญ่ $T = 100$ และ 500 หน่วย

3. สร้างตัวแปรอิสระ 9 ตัว ได้แก่ $x_{T2}, x_{T3}, \dots, x_{T,10}$ ที่มีค่าสังเกตตัวแปรละ 1,000,000 หน่วย เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปกติมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวนเท่ากับ 1 โดยตัวแปรอิสระที่ใช้ในการสร้างตัวแบบสมการหลายชั้นในสมการที่ (15) และสมการที่ (16) คือ x_{T2}, x_{T3}, x_{T4} และตัวแปรอิสระที่ไม่ได้ใช้ในการสร้างตัวแบบสมการหลายชั้นคือ $x_{T5}, x_{T6}, \dots, x_{T,10}$

4. แบ่งตัวแปรอิสระที่ได้จากข้อ 3 ออกเป็นตัวอย่างการจำลองข้อมูลจำนวน 1,000 ชุด โดยแต่ละชุดมีขนาดตัวอย่าง 3 ขนาด ได้แก่ ตัวอย่างขนาดเล็ก $T = 15, 20$ และ 25 ตัวอย่างขนาดกลาง $T = 30$ และ 50 และตัวอย่างขนาดใหญ่ $T = 100$ และ 500 หน่วย

5. ทดสอบปัญหาความสัมพันธ์เชิงเส้นพหุ (Multicollinearity) ของตัวแปรอิสระในข้อ 4 โดยพิจารณาค่าความคงทนของการยอมรับ (Tolerance) มีค่าไม่น้อยกว่า 0.10 และค่าปัจจัยการขยายตัวของความแปรปรวน (Variance Inflation Factor: VIF) มีค่าน้อยกว่า 10 ทั้งชุดตัวอย่างที่ไม่ผ่านการทดสอบ เก็บตัวอย่างการจำลองข้อมูลจำนวน 1,000 ชุดที่ไม่มีปัญหาความสัมพันธ์เชิงเส้นพหุสำหรับการสร้างตัวแบบสมการหลายชั้นในขั้นตอนต่อไป

6. สร้างตัวแปรตามในสมการหลายชั้นดังสมการที่ (15) และสมการที่ (16) โดยใช้ตัวแปรอิสระจากข้อ 5 และค่าคลาดเคลื่อนจากข้อ 2

7. พิจารณาการนำตัวแปรอิสระเข้าตัวแบบครั้งละ 1 ตัว ตามลำดับ (Sequentially Nested) จนครบตัวแปรอิสระทั้งหมด 9 ตัวที่ได้สร้างในข้อ 3 ในแต่ละครั้งให้นำตัวแปรอิสระเข้าตัวแบบจะคำนวณค่าของเกณฑ์ SBIC ในสมการที่ (11) และเกณฑ์ SBIC(UE) ในสมการที่ (12) แล้วสรุปผลว่าทั้งหมด 9 ครั้งให้นำตัวแปรอิสระเข้าตัวแบบ ครั้งใดมีค่าของเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบต่ำที่สุด จะได้ครั้งนั้นเป็นตัวแบบที่คัดเลือกไว้หรือตัวแบบโดยประมาณ แล้วดำเนินการซ้ำจนครบตัวอย่างการจำลองข้อมูลจำนวน 1,000 ชุด

8. จากผลการคัดเลือกตัวแบบในข้อ 7 คำนวณร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้อง ดังสมการที่ (13) และประสิทธิภาพสังเกต L_2 ดังสมการที่ (14)

ผลการทดลอง

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ โดยการพิจารณาที่ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้อง ดังตารางที่ 1 และ 2 สรุปได้ว่า เกณฑ์ SBIC(UE) ในสมการที่ (12) มีประสิทธิภาพสูงกว่าเกณฑ์ SBIC ในสมการที่ (11) หรือสามารถคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องมากกว่าในเกือบทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษาไม่ว่าจะเป็นตัวอย่างขนาดเล็ก ($T = 15, 20$ และ 25) ตัวอย่างขนาดกลาง ($T = 30$ และ 50) และตัวอย่างขนาดใหญ่ ($T = 500$) ยกเว้นกรณีตัวอย่างขนาดใหญ่ $T = 100$ เกณฑ์ SBIC(UE) มีประสิทธิภาพเท่ากับเกณฑ์ SBIC เนื่องจากสามารถคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องเท่ากัน คือ ร้อยละ 100 อีกทั้งในกรณีตัวอย่างขนาดเล็ก ($T = 15, 20$ และ 25) เกณฑ์ SBIC(UE) ยังสามารถแก้ปัญหาการคัดเลือกตัวแบบที่มีจำนวนพารามิเตอร์ในสมการมากเกินไป (Overfit) ที่เกิดขึ้นกับเกณฑ์ SBIC

ตารางที่ 1 ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบสมการหลายชั้นในสมการที่ (15)

ขนาดตัวอย่าง	T	เกณฑ์	K								
			2	3	4*	5	6	7	8	9	10
เล็ก	15	SBIC	0	0	85.2	6.1	1.2	1.3	2	0	4.3
		SBIC(UE)	0	0	96.9	2.6	0.1	0.1	0	0	0.3
	20	SBIC	0	0	96.2	3.1	0.7	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	99.2	0.8	0	0	0	0	0
	25	SBIC	0	0	97.7	2.1	0.2	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	99	1	0	0	0	0	0
กลาง	30	SBIC	0	0	98.7	1.2	0.1	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	99.5	0.5	0	0	0	0	0
	50	SBIC	0	0	99.6	0.4	0	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	99.9	0.1	0	0	0	0	0
ใหญ่	100	SBIC	0	0	100	0	0	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	100	0	0	0	0	0	0
	500	SBIC	0	0	99.9	0.1	0	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	100	0	0	0	0	0	0

* แทนตัวแบบที่แท้จริงที่มีพารามิเตอร์จำนวน 4 ตัว และตัวหนา หมายถึง ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องสูงสุด

ตารางที่ 2 ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบสมการหลายชั้นในสมการที่ (16)

ขนาดตัวอย่าง	T	เกณฑ์	K								
			2	3	4*	5	6	7	8	9	10
เล็ก	15	SBIC	0.4	0.3	84.4	6	1.2	1.3	1.9	0.3	4.2
		SBIC(UE)	2.8	1.7	92.4	2.6	0.1	0.1	0	0	0.3
	20	SBIC	0	0	95.4	3.6	0.7	0.1	0.1	0	0.1
		SBIC(UE)	0.2	0.4	97.5	1.8	0.1	0	0	0	0
	25	SBIC	0	0	97.7	2.1	0.2	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	99	1	0	0	0	0	0
กลาง	30	SBIC	0	0	98.7	1.3	0	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	99.8	0.2	0	0	0	0	0
	50	SBIC	0	0	99.6	0.4	0	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	99.9	0.1	0	0	0	0	0
ใหญ่	100	SBIC	0	0	100	0	0	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	100	0	0	0	0	0	0
	500	SBIC	0	0	99.9	0.1	0	0	0	0	0
		SBIC(UE)	0	0	100	0	0	0	0	0	0

* แทนตัวแบบที่แท้จริงที่มีพารามิเตอร์จำนวน 4 ตัว และตัวหนา หมายถึง ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องสูงสุด

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบ โดยการพิจารณาที่ประสิทธิภาพสังเกต L_2 ดังตารางที่ 3 และ 4 สรุปได้ว่า ในเกือบทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษาไม่ว่าจะเป็นตัวอย่างขนาดเล็ก ($T = 15, 20$ และ 25) ตัวอย่างขนาดกลาง ($T = 30$ และ 50) และตัวอย่างขนาดใหญ่ ($T = 500$) เกณฑ์ SBIC(UE) ในสมการที่ (12) มีค่าเฉลี่ยของประสิทธิภาพสังเกต L_2 สูงกว่าและมีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานต่ำกว่าเกณฑ์ SBIC ในสมการที่ (11) ยกเว้น กรณีตัวอย่างขนาดใหญ่ $T = 100$ เกณฑ์ SBIC(UE) มีประสิทธิภาพสังเกต L_2 เท่ากับเกณฑ์ SBIC เนื่องจาก มีค่าเฉลี่ยของประสิทธิภาพสังเกต L_2 และค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากัน

ตารางที่ 3 ค่าเฉลี่ยและค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของประสิทธิภาพสังเกต L_2 จากตัวแบบสมการหลายชั้นในสมการที่ (15)

ขนาด ตัวอย่าง	T	เกณฑ์	ค่าเฉลี่ย	ค่าเบี่ยงเบน มาตรฐาน	ขนาด ตัวอย่าง	T	เกณฑ์	ค่าเฉลี่ย	ค่าเบี่ยงเบน มาตรฐาน
เล็ก	15	SBIC	0.8264	0.3010	กลาง	30	SBIC	0.9891	0.0808
		SBIC(UE)	0.9145	0.1853		30	SBIC(UE)	0.9946	0.0519
	20	SBIC	0.9610	0.1370		50	SBIC	0.9974	0.0382
		SBIC(UE)	0.9804	0.0831		50	SBIC(UE)	0.9992	0.0172
	25	SBIC	0.9819	0.0951	ใหญ่	100	SBIC	1.0000	0.0005
		SBIC(UE)	0.9894	0.0688		100	SBIC(UE)	1.0000	0.0005
	500	SBIC				500	SBIC	0.9992	0.0243
		SBIC(UE)				500	SBIC(UE)	1.0000	0.0000

ตัวหนา หมายถึง ค่าเฉลี่ยของประสิทธิภาพสังเกต L_2 สูงที่สุดและค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของประสิทธิภาพสังเกต L_2 ต่ำที่สุด

ตารางที่ 4 ค่าเฉลี่ยและค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของประสิทธิภาพสังเกต L_2 จากตัวแบบสมการหลายชั้นในสมการที่ (16)

ขนาด ตัวอย่าง	T	เกณฑ์	ค่าเฉลี่ย	ค่าเบี่ยงเบน มาตรฐาน	ขนาด ตัวอย่าง	T	เกณฑ์	ค่าเฉลี่ย	ค่าเบี่ยงเบน มาตรฐาน
เล็ก	15	SBIC	0.8218	0.3040	กลาง	30	SBIC	0.9352	0.1389
		SBIC(UE)	0.8916	0.2109		30	SBIC(UE)	0.9374	0.1361
	20	SBIC	0.9271	0.1519		50	SBIC	0.9371	0.1361
		SBIC(UE)	0.9325	0.1434		50	SBIC(UE)	0.9375	0.1359
	25	SBIC	0.9319	0.1443	ใหญ่	100	SBIC	0.9376	0.1359
		SBIC(UE)	0.9354	0.1390		100	SBIC(UE)	0.9376	0.1359
	500	SBIC				500	SBIC	0.9375	0.1359
		SBIC(UE)				500	SBIC(UE)	0.9376	0.1360

ตัวหนา หมายถึง ค่าเฉลี่ยของประสิทธิภาพสังเกต L_2 สูงที่สุด และค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของประสิทธิภาพสังเกต L_2 ต่ำที่สุด

ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยและค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของเกณฑ์ SBIC ในสมการที่ (11) และเกณฑ์ BIC(UE) ในสมการที่ (12) จากตัวอย่างการจำลองข้อมูลจำนวน 1,000 ชุด ดังตารางที่ 5 และ 6 พบว่า เกณฑ์ SBIC มีความเอนเอียงเชิงลบมากกว่าเกณฑ์ SBIC(UE) เนื่องจากเกณฑ์ SBIC ประมาณค่าเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อนโดยใช้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด ซึ่งค่าประมาณที่ได้เกิดจากการหารผลรวมกำลังสองของ

ค่าคลาดเคลื่อนด้วยจำนวนข้อมูล (T) จึงมีค่าน้อยกว่าการประมาณค่าโดยใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียงซึ่งประมาณค่าโดยการหารผลรวมกำลังสองของค่าคลาดเคลื่อนด้วยผลต่างของจำนวนข้อมูลและจำนวนพารามิเตอร์ที่ต้องการประมาณค่า ($T-K$) ปัญหานี้ทำให้เกณฑ์ SBIC มีค่าต่ำกว่าที่ควรจะเป็นหรือค่าของเกณฑ์ SBIC ที่คำนวณได้ต่ำเกินไป จึงอาจเป็นสาเหตุหลักที่ทำให้ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องลดน้อยลง และประสิทธิภาพสังเกต L_2 ต่ำกว่าเกณฑ์ SBIC(UE)

ตารางที่ 5 ค่าเฉลี่ยและค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของเกณฑ์ SBIC และเกณฑ์ SBIC(UE) จากตัวแบบสมการหลายชั้นในสมการที่ (15)

ขนาด ตัวอย่าง	T	เกณฑ์	ค่าสถิติ	K								
				2	3	4*	5	6	7	8	9	10
เล็ก	15	SBIC	$\bar{X}$	5.897	3.166	-1.857	-1.387	-0.925	-0.499	-0.113	2.104	0.393
			S.D.	0.693	0.769	0.854	0.900	0.957	1.031	1.151	1.330	1.524
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	6.326	3.835	-0.927	-0.171	0.607	1.387	2.173	4.852	3.689
			S.D.	0.693	0.769	0.854	0.900	0.957	1.031	1.151	1.330	1.524
	20	SBIC	$\bar{X}$	5.780	2.990	-2.082	-1.659	-1.249	-0.834	-0.429	1.657	0.367
			S.D.	0.574	0.627	0.683	0.706	0.738	0.769	0.799	0.874	0.893
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	6.096	3.477	-1.413	-0.796	-0.179	0.459	1.103	3.451	2.446
			S.D.	0.574	0.627	0.683	0.706	0.738	0.769	0.799	0.874	0.893
	25	SBIC	$\bar{X}$	5.680	2.819	-2.278	-1.911	-1.541	-1.178	-0.816	1.179	-0.105
			S.D.	0.528	0.545	0.566	0.593	0.607	0.623	0.645	0.745	0.695
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	5.930	3.203	-1.755	-1.242	-0.717	-0.192	0.341	2.518	1.427
			S.D.	0.528	0.545	0.566	0.593	0.607	0.623	0.645	0.745	0.695
กลาง	30	SBIC	$\bar{X}$	5.580	2.684	-2.461	-2.137	-1.806	-1.482	-1.150	0.812	-0.495
			S.D.	0.459	0.487	0.493	0.501	0.506	0.522	0.540	0.591	0.571
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	5.787	3.000	-2.032	-1.591	-1.137	-0.685	-0.219	1.882	0.721
			S.D.	0.459	0.487	0.493	0.501	0.506	0.522	0.540	0.591	0.571
	50	SBIC	$\bar{X}$	5.345	2.342	-2.899	-2.665	-2.435	-2.200	-1.968	-0.152	-1.508
			S.D.	0.362	0.377	0.382	0.387	0.390	0.391	0.396	0.437	0.406
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	5.467	2.528	-2.649	-2.349	-2.052	-1.748	-1.445	0.444	-0.839
			S.D.	0.362	0.377	0.382	0.387	0.390	0.391	0.396	0.437	0.406
ใหญ่	100	SBIC	$\bar{X}$	5.091	1.991	-3.342	-3.204	-3.066	-2.928	-2.791	-1.098	-2.515
			S.D.	0.256	0.263	0.264	0.266	0.267	0.268	0.269	0.295	0.272
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	5.151	2.083	-3.219	-3.050	-2.881	-2.710	-2.541	-0.815	-2.199
			S.D.	0.256	0.263	0.264	0.266	0.267	0.268	0.269	0.295	0.272
	500	SBIC	$\bar{X}$	4.774	1.576	-3.861	-3.824	-3.786	-3.749	-3.712	-2.124	-3.638
			S.D.	0.113	0.108	0.110	0.110	0.110	0.110	0.110	0.118	0.110
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	4.786	1.594	-3.837	-3.794	-3.750	-3.707	-3.664	-2.070	-3.577
			S.D.	0.113	0.108	0.110	0.110	0.110	0.110	0.110	0.118	0.110

* แทนตัวแบบที่แท้จริงที่มีพารามิเตอร์จำนวน 4 ตัว และตัวหนา หมายถึง ค่าเฉลี่ยของเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบที่ต่ำที่สุด

ตารางที่ 6 ค่าเฉลี่ยและค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของเกณฑ์ SBIC และเกณฑ์ SBIC(UE) จากตัวแบบสมการหลายชั้นในสมการที่ (16)

ขนาด ตัวอย่าง	T	เกณฑ์	ค่าสถิติ	K								
				2	3	4*	5	6	7	8	9	10
เล็ก	15	SBIC	$\bar{X}$	-0.088	-0.407	-1.857	-1.387	-0.925	-0.499	-0.113	0.919	0.393
			S.D.	0.727	0.785	0.854	0.900	0.957	1.031	1.151	1.308	1.524
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	0.342	0.263	-0.927	-0.171	0.607	1.387	2.173	3.668	3.689
			S.D.	0.727	0.785	0.854	0.900	0.957	1.031	1.151	1.308	1.524
	20	SBIC	$\bar{X}$	-0.203	-0.602	-2.080	-1.670	-1.253	-0.842	-0.445	0.552	0.354
			S.D.	0.603	0.635	0.659	0.694	0.722	0.753	0.794	0.846	0.889
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	0.113	-0.114	-1.411	-0.807	-0.183	0.450	1.087	2.346	2.434
			S.D.	0.603	0.635	0.659	0.694	0.722	0.753	0.794	0.846	0.889
	25	SBIC	$\bar{X}$	-0.302	-0.747	-2.278	-1.911	-1.541	-1.178	-0.816	0.098	-0.105
			S.D.	0.532	0.545	0.566	0.593	0.607	0.623	0.645	0.703	0.695
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	-0.052	-0.363	-1.755	-1.242	-0.717	-0.192	0.341	1.436	1.427
			S.D.	0.532	0.545	0.566	0.593	0.607	0.623	0.645	0.703	0.695
กลาง	30	SBIC	$\bar{X}$	-0.390	-0.882	-2.446	-2.117	-1.782	-1.457	-1.136	-0.279	-0.485
			S.D.	0.477	0.489	0.499	0.511	0.518	0.531	0.553	0.577	0.583
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	-0.184	-0.566	-2.017	-1.570	-1.112	-0.660	-0.205	0.791	0.731
			S.D.	0.477	0.489	0.499	0.511	0.518	0.531	0.553	0.577	0.583
	50	SBIC	$\bar{X}$	-0.651	-1.229	-2.899	-2.665	-2.435	-2.200	-1.968	-1.227	-1.508
			S.D.	0.362	0.374	0.382	0.387	0.390	0.391	0.396	0.422	0.406
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	-0.528	-1.043	-2.649	-2.349	-2.052	-1.748	-1.445	-0.631	-0.839
			S.D.	0.362	0.374	0.382	0.387	0.390	0.391	0.396	0.422	0.406
ใหญ่	100	SBIC	$\bar{X}$	-0.907	-1.581	-3.342	-3.204	-3.066	-2.928	-2.791	-2.164	-2.515
			S.D.	0.259	0.261	0.264	0.266	0.267	0.268	0.269	0.284	0.272
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	-0.847	-1.490	-3.219	-3.050	-2.881	-2.710	-2.541	-1.881	-2.199
			S.D.	0.259	0.261	0.264	0.266	0.267	0.268	0.269	0.284	0.272
	500	SBIC	$\bar{X}$	-1.219	-1.996	-3.861	-3.824	-3.786	-3.749	-3.712	-3.191	-3.638
			S.D.	0.107	0.108	0.110	0.110	0.110	0.110	0.110	0.113	0.110
		SBIC(UE)	$\bar{X}$	-1.207	-1.978	-3.837	-3.794	-3.750	-3.707	-3.664	-3.137	-3.577
			S.D.	0.107	0.108	0.110	0.110	0.110	0.110	0.110	0.113	0.110

* แทนตัวแบบที่แท้จริงที่มีพารามิเตอร์จำนวน 4 ตัว และตัวหนา หมายถึง ค่าเฉลี่ยของเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบที่ต่ำที่สุด

สรุปผลและอภิปราย

จากการศึกษาของ Keerativibool (2012) ที่ได้พัฒนาเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบสมการหลายชั้นเมื่ออิงตามเกณฑ์สารสนเทศของเบส์ โดยใช้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดในการประมาณค่าเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อน เรียกเกณฑ์ System of Bayesian Information Criterion (SBIC) พบว่า ค่าประมาณของเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อนโดยใช้ตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดจะมีค่าต่ำเกินไป เนื่องจากการหารผลรวมกำลังสองของค่าคลาดเคลื่อนด้วยจำนวนข้อมูล (T) จึงส่งผลให้เกณฑ์ SBIC มีความเอนเอียงเชิงลบ (Negative Bias) หรือมีค่าประมาณต่ำเกินไป ทำให้ร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้ถูกต้องและประสิทธิภาพสังเกต L_2 ต่ำกว่าที่ควรจะเป็น โดยจะได้ตัวแบบที่มีจำนวนพารามิเตอร์ในสมการมากเกินไป ดังนั้นการศึกษานี้ผู้วิจัยจึงประมาณค่าของเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของค่าคลาดเคลื่อนโดยใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียง ซึ่งคำนวณจากผลรวมกำลังสองของ

ค่าคลาดเคลื่อนหารด้วยผลต่างของจำนวนข้อมูลและจำนวนพารามิเตอร์ที่ต้องการประมาณค่า ($T - K$) เรียกชื่อเกณฑ์ใหม่ว่า เกณฑ์ SBIC(UE) เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบสมการหลายชั้นทั้ง 2 เกณฑ์ คือ เกณฑ์ SBIC และเกณฑ์ SBIC(UE) นำมาใช้ในการคัดเลือกระบบสมการที่ดีที่สุด ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพโดยการจำลองข้อมูลจำนวน 1,000 ชุด พบว่า ในเกือบทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษาไม่ว่าจะเป็นตัวอย่างขนาดเล็ก ($T = 15, 20$ และ 25) ตัวอย่างขนาดกลาง ($T = 30$ และ 50) และตัวอย่างขนาดใหญ่ ($T = 500$) เกณฑ์ SBIC(UE) สามารถคัดเลือกตัวแบบที่ถูกต้องได้มากกว่า เกณฑ์ SBIC รวมถึงมีค่าเฉลี่ยของประสิทธิภาพสังเกต L_2 สูงกว่าและมีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานต่ำกว่าเกณฑ์ SBIC ยกเว้นกรณีตัวอย่างขนาดใหญ่ $T = 100$ เกณฑ์ SBIC(UE) สามารถคัดเลือกตัวแบบที่ถูกต้องได้เท่ากับเกณฑ์ SBIC มีค่าเฉลี่ยของประสิทธิภาพสังเกต และค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับเกณฑ์ SBIC ดังนั้นจึงสรุปได้ว่า เกณฑ์ SBIC(UE) มีประสิทธิภาพสูงกว่าเกณฑ์ SBIC ในทุกสถานการณ์ของการศึกษาจำลอง และสามารถแก้ปัญหาการมีจำนวน พารามิเตอร์ในสมการมากเกินไปได้ ผลการศึกษานี้สอดคล้องกับการศึกษาของ Keerativibool (2014b) ที่พบว่า ค่าของเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบที่เข้าใกล้ค่าอนันต์ (Infinity: ∞) ทำให้ความน่าจะเป็นที่จะคัดเลือกตัวแบบได้ จำนวนพารามิเตอร์มากเกินไปเข้าใกล้ 0 แต่จะมีความเสี่ยงที่จะมีความน่าจะเป็นที่จะคัดเลือกตัวแบบได้จำนวนพารามิเตอร์ น้อยเกินไปเพิ่มขึ้น สอดคล้องกับผลการศึกษาในตารางที่ 2 ที่พบว่า กรณีตัวอย่างขนาดเล็ก $T = 15$ เกณฑ์ SBIC(UE) มีร้อยละของการคัดเลือกตัวแบบได้จำนวนพารามิเตอร์มากเกินไป ($K = 5, 6, 7, 8, 9$ และ 10) เข้าใกล้ 0 แต่มีร้อยละ ของการคัดเลือกตัวแบบได้จำนวนพารามิเตอร์น้อยเกินไป ($K = 2$ และ 3) สูงกว่าเกณฑ์ SBIC

ปัจจุบันยังมีการศึกษาจำนวนน้อยเกี่ยวกับเกณฑ์ในการคัดเลือกตัวแบบสมการหลายชั้น ดังนั้นการศึกษารังต่อไป ผู้วิจัยพยายามพัฒนาเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบเกณฑ์อื่น ๆ เพื่อใช้ในการคัดเลือกตัวแบบสมการหลายชั้น เช่น เกณฑ์สารสนเทศของคุลแบค (KIC) โดยใช้ตัวประมาณไม่เอนเอียงในการประมาณค่าเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมของ ค่าคลาดเคลื่อน จากนั้นเปรียบเทียบประสิทธิภาพในการคัดเลือกตัวแบบที่ถูกต้อง รวมถึงการประยุกต์ใช้กับข้อมูลจริงต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

การศึกษานี้ได้รับงบประมาณสนับสนุนจากกองทุนส่งเสริมวิทยาศาสตร์ วิจัยและนวัตกรรม (กองทุนส่งเสริม ววน.) โดยมหาวิทยาลัยทักษิณ ประจำปีงบประมาณ พ.ศ. 2567

References

- Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Cavanaugh, J.E. (1999). A Large-Sample Model Selection Criterion Based on Kullback's Symmetric Divergence. *Statistics & Probability Letters*, 42(4), 333-343. [https://doi.org/10.1016/S0167-7152\(98\)00200-4](https://doi.org/10.1016/S0167-7152(98)00200-4)
- Cavanaugh, J.E. (2004). Criteria for Linear Model Selection Based on Kullback's Symmetric Divergence. *Australian & New Zealand Journal of Statistics*, 46(2), 257-274. <https://doi.org/10.1111/j.1467-842X.2004.00328.x>
- Giombini, G. and Szroeter, J. (2007). Quasi Akaike and Quasi Schwarz Criteria for Model Selection: A Surprising Consistency Result. *Economics Letters*, 95(2), 259-266. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.10.019>
- Hannan, E.J. and Quinn, B.G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B: Statistical Methodology*, 41(2), 190-195.

- Hurvich, C.M. and Tsai, C.L. (1989). Regression and Time Series Model Selection in Small Samples. *Biometrika*, 76(2), 297-307. <https://doi.org/10.1093/biomet/76.2.297>
- Johnson, R.A. and Wichern, D.W. (1998). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. (4th ed). Englewood Cliffs, Prentice Hall, Inc., New Jersey.
- Keerativibool, W. (2012). New Criteria for Selection in Simultaneous Equations Model. *Thailand Statistician*, 10(2), 163-181.
- Keerativibool, W., Jitthavech, J. and Lorchirachoonkul, V. (2011). Model Selection in a System of Simultaneous Equations Model. *Communications Statistics - Theory Methods*, 40(3), 373-393. <https://doi.org/10.1080/03610920903353717>
- Keerativibool, W. (2014a). Costs and Benefits Gained from Planting Para Rubber in the Form of System of Simultaneous Equations: A Case Study of Pa Phayom District, Phatthalung Province and Thung Song District, Nakhon Si Thammarat Province. *NIDA Development Journal*, 54(3), 95-124.
- Keerativibool, W. (2014b). Study on the Penalty Functions of Model Selection Criteria. *Thailand Statistician*, 12(2), 161-178.
- McQuarrie, A.D.R., Shumway, R.H. and Tsai, C.L. (1997). The Model Selection Criterion AICu. *Statistics and Probability Letters*, 34(3), 285-292.
- Neath, A.A. and Cavanaugh, J.E. (1997). Regression and Time Series Model Selection Using Variants of the Schwarz Information Criterion. *Communications Statistics-Theory Methods*, 26(3), 559-580. <https://doi.org/10.1080/03610929708831934>
- Niyonzima, F. (2020). A New Method for Regression Model Selection. *Global Science Research Journals*, 8(2), 1858-1899.
- Perez-Sanchez, B., Gonzalez, M., Perea, C. and Lopez-Espin, J.J. (2021). A New Computational Method for Estimating Simultaneous Equations Models Using Entropy as a Parameter Criteria. *Mathematics*, 9(7), 1-9. <https://doi.org/10.3390/math9070700>
- Pham, H. (2019). A New Criterion for Model Selection. *Mathematics*, 7(12), 1215. <https://doi.org/10.3390/math7121215>
- Rossi, R., Murari, A., Gaudio, P. and Gelfusa, M. (2020). Upgrading Model Selection Criteria with Goodness of Fit Tests for Practical Applications. *Entropy*, 22(4), 1-13. <https://doi.org/10.3390/e22040447>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.

การวิเคราะห์ความพึงพอใจต่อการเดินทางโดยรถขนส่งสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมาด้วยตัวแบบถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ

An Analysis of Passenger Satisfaction with Public Transportation in Nakhon Ratchasima Municipality Using an Ordinal Logistic Regression Model

จารุพงษ์ บรรเทา วิจัย บุญญานุสิทธิ์ และนวลพรรณ บุราณศรี*

Jarupong Banthao Wijai Boonyanusith and Nuanpan Buransri*

Received: September 4, 2024; Revised: October 16, 2024; Accepted: October 17, 2024

บทคัดย่อ

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ปัจจัยที่ส่งผลต่อความพึงพอใจของผู้โดยสารต่อการใช้บริการรถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมา เพื่อใช้เป็นข้อมูลในการพัฒนาระบบขนส่งสาธารณะเพื่อเชื่อมต่อการเดินทางด้วยรถไฟความเร็วสูงในเขตเมืองนครราชสีมา โดยการเก็บข้อมูลด้วยแบบสอบถามจากผู้ใช้บริการรถขนส่งสาธารณะจำนวน 400 ราย และวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของปัจจัยด้วยแบบจำลองถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ (Ordinal Logistic Regression - OLR) ผลการศึกษาพบว่าปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อความพึงพอใจอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่ ด้านระดับการศึกษา ความถี่ในการเดินทาง ประเภทของยานพาหนะที่ใช้บริการ ระยะเวลาในการเดินทาง และช่วงเวลาในการเดินทาง ผู้โดยสารพึงพอใจสูงสุดในด้านราคาค่าโดยสารที่เหมาะสมกับระยะทางและจำนวนเที่ยวรถที่เพียงพอ ในขณะที่ความสะดวกสบายของเก้าอี้ที่นั่ง และระยะเวลารอขึ้นรถได้รับความพึงพอใจน้อยที่สุด ข้อเสนอแนะสำคัญจากงานวิจัยนี้ ได้แก่ การปรับปรุงคุณภาพของที่นั่ง เพิ่มจำนวนเที่ยวรถ และปรับปรุงความปลอดภัย เพื่อตอบสนองความต้องการของผู้โดยสารได้ดียิ่งขึ้น การวิจัยนี้มีความสำคัญต่อการวางแผนและปรับปรุงระบบขนส่งสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมาให้มีประสิทธิภาพและเพิ่มความพึงพอใจของผู้โดยสารในอนาคต

คำสำคัญ : ความพึงพอใจในการเดินทาง; การถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ; รถโดยสารสาธารณะ

¹ คณะวิศวกรรมศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

¹ Faculty of Engineering and Technology, Rajamangala University of Technology Isan

* Corresponding Author, Tel. 08 9212 6264, E - mail: Nuanpan.bu@rmuti.ac.th

Abstract

This research aims to analyze the factors influencing passenger satisfaction with public transportation in Nakhon Ratchasima Municipality and provide information for future improvements to the public transportation system, facilitating connections with the high-speed rail network in the Nakhon Ratchasima urban area. Data were collected through questionnaires from 400 public transport users, and the influencing factors were analyzed using the Ordinal Logistic Regression (OLR) model. The study found that significant factors influencing satisfaction include education level, frequency of travel, type of vehicle used, travel duration, and travel time. Passengers were most satisfied with fare prices relative to distance and the adequacy of bus services, while seat comfort and waiting time received the lowest satisfaction. The study recommends improving seat quality, increasing the number of bus trips, and enhancing safety measures to better meet passenger needs. This research is crucial for planning and improving the public transportation system in Nakhon Ratchasima Municipality to enhance efficiency and increase passenger satisfaction in the future.

Keywords: Passenger Satisfaction; Ordinal Logistic Regression; Public Transportation

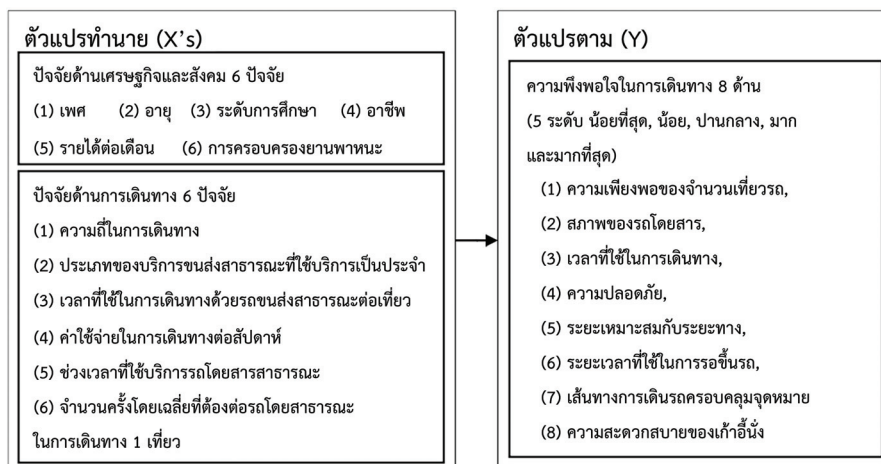
บทนำ

ในปัจจุบันจังหวัดนครราชสีมาเป็นศูนย์กลางเศรษฐกิจและการท่องเที่ยวของภาคตะวันออกเฉียงเหนือ โดยมีการพัฒนา รถไฟฟ้าความเร็วสูงกรุงเทพ-หนองคาย ซึ่งมีสถานีในจังหวัด 3 แห่ง ได้แก่ เมืองนครราชสีมา ปากช่อง และบัวใหญ่ การเดินทางโดยรถขนส่งสาธารณะเป็นปัจจัยสำคัญต่อคุณภาพชีวิตของประชาชน โดยเฉพาะในเขตเทศบาลนครราชสีมา ที่มีบริการรถสองแถวสาธารณะ 21 สาย งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ความพึงพอใจของผู้โดยสารต่อการเดินทางด้วยรถขนส่งสาธารณะในเขตเทศบาลฯ โดยใช้แบบจำลองถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ (Ordinal Logistic Regression - OLR) ซึ่งเป็นเครื่องมือที่เหมาะสมสำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลที่มีลำดับชั้น ซึ่งพบว่ามีแนวโน้มการวิจัยในงานวิจัยทางการแพทย์ (Auayporn et al., 2009) หรือด้านอื่น ๆ (Kitbumrungrat, 2017) รวมถึงการศึกษาระดับความพึงพอใจของผู้โดยสารในการใช้บริการขนส่งสาธารณะอย่างแพร่หลาย

การศึกษาที่ผ่านมาพบว่า OLR มีประสิทธิภาพในการระบุปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อความพึงพอใจของผู้โดยสารในหลากหลายสถานการณ์ ทั้งในด้านการขนส่งสาธารณะและบริการอื่น ๆ (Cantwell et al., 2009; Yoosumdangkit, 2016; Quddus et al., 2019; Oliveira and Lima, 2023) นอกจากนี้ยังพบว่าปัจจัยด้านคุณภาพของยานพาหนะ ความสามารถในการให้บริการของพนักงาน และคุณภาพของสถานที่ประกอบการ มีผลกระทบต่อความพึงพอใจของผู้ใช้บริการอย่างมีนัยสำคัญ (Pavlina, 2015; Suangka, 2015; Rattanawaraha, 2017; Wichian and Pitaksringkarn, 2024) อีกทั้งยังมีการวิเคราะห์ความพึงพอใจของผู้โดยสารในหลากหลายบริบท ทั้งในประเทศไทยและต่างประเทศ เช่น งานวิจัยที่ใช้ OLR ในการวิเคราะห์ความพึงพอใจของผู้โดยสารต่อบริการในสนามบินในประเทศอิตาลี (Eboli and Mazzulla, 2009; Bellizzi et al., 2018; D'Alonzo et al., 2021) นอกจากนี้มีการศึกษาความพึงพอใจของผู้โดยสารที่ใช้บริการขนส่งสาธารณะในเมืองต่าง ๆ (Morton et al., 2016; Kriswardhana et al., 2018; Li et al., 2020) รวมถึงการศึกษาคำพึงพอใจของผู้โดยสารในสถานการณ์ที่มีความเฉพาะเจาะจง เช่น การเปรียบเทียบความพึงพอใจระหว่างสายการบินราคาประหยัดและสายการบินบริการเต็มรูปแบบ (Alshammeri et al., 2021)

จากการศึกษาในอดีตนำไปสู่การวิจัยในครั้งนี้โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ปัจจัยที่ส่งผลต่อความพึงพอใจของผู้โดยสารต่อการใช้บริการรถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครราชสีมา เพื่อใช้เป็นข้อมูลในการพัฒนาระบบขนส่งสาธารณะเพื่อเชื่อมต่อการเดินทางด้วยรถไฟฟ้าความเร็วสูงในเขตเมืองนครราชสีมา โดยวิเคราะห์ตัวแปรทำนาย

และตัวแปรตามจากการศึกษาในงานในอดีต และใช้แบบสอบถามสำหรับรวบรวมข้อมูลผู้โดยสารรถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมา เพื่อวิเคราะห์ปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อความพึงพอใจ โดยใช้แบบจำลองถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ (OLR) ซึ่งเหมาะสมสำหรับข้อมูลที่มีลำดับชั้น การศึกษานี้เน้นพิจารณาปัจจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม รวมถึงปัจจัยด้านการเดินทาง ผลการวิเคราะห์จะเป็นแนวทางในการพัฒนาบริการให้สอดคล้องกับความต้องการและความคาดหวังของผู้โดยสารในอนาคต โดยปัจจัยที่เกี่ยวข้องดังรูปที่ 1



รูปที่ 1 กรอบแนวคิดการวิจัย

วิธีดำเนินการ

1. ประชากรและกลุ่มตัวอย่าง

การศึกษานี้ประยุกต์เทคนิคการเลือกกลุ่มตัวอย่างแบบไม่มีความน่าจะเป็น (Non-Probability Sampling) และกำหนดกลุ่มตัวอย่างแบบ Convenience Sampling และไม่ทราบขนาดของประชากรที่แท้จริงโดยใช้สูตรของ Cochran (1977) ดังสมการที่ (1)

$$n = \frac{p(1-p)z^2}{d^2} \quad (1)$$

เมื่อ n แทน จำนวนกลุ่มตัวอย่างที่ต้องการ, p แทน สัดส่วนของประชากรที่ต้องการจะสุ่มในงานวิจัยนี้ กำหนดที่ $p = 0.5$ (ซึ่งเป็นกรณีไม่ทราบค่าสัดส่วนของประชากร), z แทน ค่าสถิติ ในงานวิจัยนี้ทดสอบที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % ซึ่ง $z = 1.96$, d แทน สัดส่วนของความคลาดเคลื่อนที่ยอมรับให้เกิดขึ้นได้ ในงานวิจัยนี้ทดสอบที่ระดับ $d = 0.05$ ที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % และสัดส่วนประชากรที่ต้องการเท่ากับ 0.5 และสัดส่วนของความคลาดเคลื่อนที่ยอมรับให้ผิดพลาดได้เท่ากับ 0.05 สามารถคำนวณกลุ่มตัวอย่างได้ตามสมการที่ (1) ได้เท่ากับ 384 ตัวอย่าง การศึกษานี้รวบรวมข้อมูลผู้ตอบแบบสอบถามได้ทั้งหมดจำนวน 400 ตัวอย่าง ซึ่งมากกว่ากลุ่มตัวอย่างขั้นต่ำที่ต้องการแบบสอบถามประกอบด้วย 3 ส่วน ดังรูปที่ 1 ส่วนที่ 1 ประกอบด้วย ข้อมูลด้านเศรษฐกิจและสังคมของผู้ตอบแบบสอบถาม ส่วนที่ 2 และส่วนสุดท้ายแสดงผลของความพึงพอใจในการเดินทางด้วยรถสาธารณะด้านต่าง ๆ 8 ด้าน

2. แบบจำลองการถดถอยมัลติโนเมียลโลจิสติกส์ (Multinomial Logistic Regression)

การถดถอยเชิงโลจิสติกส์ (Logistic Regression) เป็นเทคนิคการทำนายผลลัพธ์ที่มีลักษณะไม่ต่อเนื่องจากอิทธิพลกลุ่มของปัจจัยด้านต่าง ๆ ในการถดถอยแบบโลจิสติกส์อาจมีผลลัพธ์ตั้งแต่สองรายการขึ้นไป ในกรณีที่กลุ่มผลลัพธ์หรือตัวแปรอิสระมีมากกว่า 2 คำตอบ เรียกว่า การถดถอยมัลติโนเมียลโลจิสติกส์ (Multinomial Logistic Regression) ผลลัพธ์เหล่านี้อาจมีลำดับหรือไม่ก็ได้ เช่น ไม่มีไข่ ไข่ปานกลาง ไข่รูนแรง ซึ่งแสดงผลลัพธ์ในรูปแบบ

ความน่าจะเป็นสำหรับแต่ละกรณี (Probability of Particular Outcome) ตัวอย่างเช่น การประเมินความน่าจะเป็นที่บุคคลหนึ่งจะมีไข้โดยพิจารณาจากการตอบคำถามหรือข้อมูลสำรวจของบุคคลนั้นเกี่ยวกับปัจจัยด้านต่าง ๆ เช่น พื้นที่ทางภูมิศาสตร์ ฤดูกาล อาการคัดจมูก และอุณหภูมิ เป็นต้น (Tabachnick et al., 2013) การศึกษาอิทธิพลของตัวแปรอิสระที่มีผลต่อตัวแปรตามเพื่อวิเคราะห์ปัจจัยหรือตัวแปรอิสระ ตัวใดบ้างที่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรตาม และสร้างสมการพยากรณ์โดยใช้ตัวแปรอิสระเป็นตัวพยากรณ์ตัวแปรตาม ซึ่งตัวแปรตามเป็นตัวแปรเชิงกลุ่มที่มีค่ามากกว่า 2 ค่า (Kitbumrungrat, 2017) เมื่อตัวแบบการถดถอยโลจิสติกส์เชิงพหุ แทนด้วยฟังก์ชันโลจิส (Logit) ดังสมการที่ (2)

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p_i}{p_{base}}\right) = (\mu_i + \sum_{k \in K} \beta_k x_k) \quad (2)$$

เมื่อ i แทนระดับของตัวแปรตาม $i \in I$, p_i คือ ความน่าจะเป็นสะสมของตัวแปรตามกลุ่มที่ i , μ_i แทนค่าคงที่สำหรับตัวแปรตามกลุ่มที่ i , k แทนปัจจัยที่ k ของตัวแปรต้นในเซต K , x_k แทนค่าปัจจัยของตัวแปรต้น k และ β_k แทนสัมประสิทธิ์ของตัวแปรต้น k เป็นพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า สามารถประมาณค่าได้โดยการใช้วิธี Maximum Likelihood (ML) ตัวประมาณที่ได้จะมีคุณสมบัติของความคงเส้นคงวา (Consistent) ความพอเพียง (Sufficiency) และมีประสิทธิภาพ (Efficient) เมื่อตัวแปรตามมีมากกว่า 2 ค่า เช่น $I > 2$ จะได้ $\logit i$ จำนวนเท่ากับ $(I-1)$ และอีกกลุ่มหนึ่งเป็นฐาน (Baseline) กำหนดกลุ่มที่เป็นฐาน (Base - Baseline Category) ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์ทั้งหลายของตัวแปรสำหรับกลุ่มที่เป็นฐานจะเท่ากับ 0 เพื่อเป็นฐานในการเปรียบเทียบกับค่าของกลุ่มอื่น และจากสมการโลจิสติกส์ที่ (2) สามารถคำนวณความน่าจะเป็นสำหรับการเกิดตัวแปรตามกลุ่มที่ i ได้ดังสมการที่ (3) และความน่าจะเป็นกลุ่มที่เป็นฐาน (Baseline) ได้ดังสมการที่ (4)

$$p_i = \frac{e^{\mu_i + \sum_{k \in K} \beta_k x_k}}{1 + \sum_{i \in I} e^{\mu_i + \sum_{k \in K} \beta_k x_k}} \quad (3)$$

$$p_{baseline} = \frac{1}{1 + \sum_{i \in I} e^{\mu_i + \sum_{k \in K} \beta_k x_k}} \quad (4)$$

2.1 การวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ (Ordinal Logistic Regression Model)

การวิเคราะห์แบบจำลองความสัมพันธ์ระหว่างชุดตัวแปรต้น และตัวแปรตามที่มีลำดับที่ชัดเจน สามารถเรียกว่าการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ (Ordinal Logistic Regression Model-OLR) ซึ่งตัวแปรตามที่มีการแจกแจงแบบมัลติโนเมียล จะมีผลลัพธ์ 3 รายการขึ้นไป และลักษณะของผลลัพธ์หรือตัวแปรตามมีลำดับที่ชัดเจน เช่น ต่ำ กลาง และสูง ซึ่งเป็นวิธีการที่นำมาใช้วิเคราะห์ผลอย่างแพร่หลายทั้งทางด้านการแพทย์และทางสังคม รวมถึงการวัดปัจจัยด้านความพึงพอใจในการใช้บริการด้านต่าง ๆ เช่นกัน Ordered Logit Model (OL) แบบจำลองโลจิสติกส์เชิงลำดับ เมื่อกำหนดตัวแปร Z ที่ใช้แทนผลลัพธ์ของแบบจำลองโลจิสติกส์ที่มีลำดับที่ชัดเจน ในการศึกษาครั้งนี้วัดระดับความพึงพอใจในการใช้บริการรถโดยสารสาธารณะ 5 ระดับ ได้แก่ ไม่พอใจ พอใจน้อย พอใจปานกลาง พอใจมาก และพอใจมากที่สุด จากปัจจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม โดยรูปแบบทั่วไปของตัวแปรผลลัพธ์ที่มีลำดับจากปัจจัยต่าง ๆ สามารถแสดงได้ด้วยสมการที่ (5) (Li et al., 2020) เมื่อ ε_i แทนค่า Random Error ของผลลัพธ์กลุ่ม i , x_k แทนค่าปัจจัยของตัวแปรต้น และ β_k แทนสัมประสิทธิ์ของตัวแปรต้น k เป็นพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า

$$Z = \sum_{k \in K} \beta_k x_k + \varepsilon_i \quad (5)$$

จากสมการที่ 5 ค่าความพึงพอใจในการใช้บริการขนส่งสาธารณะ 5 ระดับ (1 = ไม่พอใจ, 2 = พอใจน้อย, 3 = พอใจปานกลาง, 4 = พอใจมาก และ 5 = พอใจมากที่สุด สามารถสรุปได้ดังสมการที่ (6) เมื่อ μ_i คือค่าเกณฑ์ (Thresholds) ที่ได้จากการทดสอบแบบจำลองโลจิสติกส์เชิงลำดับ μ_i และ μ_{i-1} แทนเกณฑ์ขั้นต่ำ (Lower Thresholds) และเกณฑ์ขั้นสูง (Upper Thresholds) ของผลลัพธ์ i แต่ละระดับ โดยที่ y_i แทนค่าระดับความพึงพอใจ 5 ระดับได้ดังสมการที่ (6)

$$y_i = \begin{cases} 1, Z \leq \mu_1 (\text{unsatisfied}) \\ 2, \mu_1 < Z \leq \mu_2 (\text{poor}) \\ 3, \mu_2 < Z \leq \mu_3 (\text{fair}) \\ 4, \mu_3 < Z \leq \mu_4 (\text{Good}) \\ 5, Z > \mu_4 (\text{Very Satisfied}) \end{cases} \quad (6)$$

การประมาณค่าพารามิเตอร์ μ_i และ β_k สำหรับการกระจายตัวแบบโลจิสติกส์นั้น อยู่ภายใต้ข้อกำหนดค่าความผิดพลาดสุ่ม ε_i มีความเป็นอิสระ จากสมมติฐานนี้แบบจำลองโลจิสติกส์เชิงลำดับได้นำมาประยุกต์เพื่อหาคำตอบในงานวิจัยนี้

2.2 Goodness of Fit

การประมาณพารามิเตอร์ของแบบจำลองโลจิสติกส์เชิงลำดับนั้นใช้วิธี Maximum Likelihood เป็นวิธีประมาณค่าพารามิเตอร์ทดสอบทางสถิติ Log-Likelihood และการทดสอบไคสแควร์ (Chi-Square Test) ดังต่อไปนี้ ใช้เพื่อพิจารณาคัดเลือกตัวแปรอิสระเบื้องต้น

1. สถิติ Likelihood Ratio Tests ใช้เพื่อตรวจสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต้นกับตัวแปรตามอีกครั้งก่อนที่จะนำไปสร้างตัวแบบตามสมการที่ (2) การทดสอบ Log-Likelihood สำหรับแบบจำลองโลจิสติกส์เชิงลำดับดังสมการที่ (7) เมื่อ $\delta_{in} = 1$ ถ้าผลลัพธ์ที่ได้จากข้อมูลชุดที่ n เท่ากับ i ถ้าไม่ใช่ $\delta_{in} = 0$ และ $\phi(x)$ แทนฟังก์ชันสะสมของการกระจายตัวแบบโลจิสติกส์ (Washington et al., 2020)

$$\text{loglikelihood}(LL) = \sum_{n \in N} \sum_{i \in I} \delta_{in} \ln [\phi(\mu_i - \beta x_n) - \phi(\mu_{i-1} - \beta x_n)] \quad (7)$$

2. การทดสอบไคสแควร์ (Chi-Square Test) ใช้เพื่อตรวจสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต้นกับตัวแปรตามในเบื้องต้น ดังสมการที่ (8) (Tabachnick et al., 2013) เมื่อ $LL(B)$ แทน Log-Likelihood ของปัจจัยตัวแปรต้น และ $LL(0)$ แทน Log-Likelihood ของค่าคงที่

$$\chi^2 = 2 \times [LL(B) - LL(0)] \quad (8)$$

ผลการศึกษา

1. ข้อมูลทั่วไปของผู้ใช้บริการรถโดยสารสาธารณะ

การวิเคราะห์ข้อมูลความถี่ และร้อยละของผู้ใช้บริการรถโดยสารสาธารณะ โดยจำแนกตามปัจจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม 6 ปัจจัย จากผู้ตอบแบบสอบถามจำนวน 400 คน ดังตารางที่ 1 ผลการวิเคราะห์พบว่าผู้ตอบแบบสอบถามส่วนใหญ่เป็นเพศหญิงจำนวน 227 คน คิดเป็น 56.75 % และเพศชาย 173 คน (43.25 %) ในด้านกลุ่มอายุ ผู้ตอบแบบสอบถามมากที่สุดอยู่ในช่วงอายุ 20 - 30 ปี จำนวน 220 คน (55 %) และกลุ่มอายุต่ำกว่า 20 ปี จำนวน 92 คน (23 %) ในด้านการศึกษาผู้ตอบแบบสอบถามส่วนใหญ่มีการศึกษาระดับ ปวส./ปริญญาตรี จำนวน 280 คน (70 %) ส่วนระดับการศึกษา มัธยมศึกษา มีผู้ตอบแบบสอบถาม 101 คน (25.25 %) ในส่วนของอาชีพนักเรียน/นักศึกษาเป็นกลุ่มที่ตอบแบบสอบถามมากที่สุดจำนวน 294 คน (73.5 %) ตามมาด้วย พนักงานบริษัท 37 คน

(9.25 %) และธุรกิจส่วนตัว 31 คน (7.75 %) สำหรับรายได้ต่อเดือน ส่วนใหญ่มีรายได้ต่ำกว่า 10,000 บาท จำนวน 233 คน (58.25 %) และรายได้ 10,000 - 20,000 บาท จำนวน 97 คน (24.25 %) ในด้านการครอบครองยานพาหนะ พบว่าผู้ตอบแบบสอบถามส่วนใหญ่ครอบครองรถจักรยานยนต์ จำนวน 209 คน (52.25 %) ขณะที่ผู้ที่ไม่มียานพาหนะส่วนตัวมีจำนวน 108 คน (27 %) ข้อมูลเหล่านี้สะท้อนถึงลักษณะและการกระจายตัวของผู้ใช้บริการในด้านเศรษฐกิจและสังคม ซึ่งมีความหลากหลายในด้านเพศ อายุ การศึกษา อาชีพ รายได้ และการครอบครองยานพาหนะ

ตารางที่ 1 ข้อมูลทั่วไปของผู้ใช้บริการรถโดยสารสาธารณะ

ตัวแปร	ประเภท	Code	ความถี่	% สัดส่วน
X_1 - เพศ	ชาย	1	173	43.25
	หญิง	2	227	56.75
X_2 - อายุ	ต่ำกว่า 20 ปี	1	92	23.00
	20 - 30	2	220	55.00
	31 - 40	3	71	17.75
	41 - 50	4	16	4.00
	50 ปีขึ้นไป	5	1	0.25
X_3 - ระดับการศึกษา	ประถมศึกษา	1	7	1.75
	ปวส./ปริญญาตรี	2	280	70.00
	มัธยมศึกษา	3	101	25.25
	สูงกว่าปริญญาตรี	4	12	3.00
X_4 - อาชีพ	เกษตรกร	1	8	2.00
	ข้าราชการ	2	20	5.00
	ธุรกิจส่วนตัว	3	31	7.75
	นักเรียน/นักศึกษา	4	294	73.50
	พนักงานบริษัท	5	37	9.25
	พ่อบ้าน/แม่บ้าน	6	10	2.50
X_5 - รายได้ต่อเดือน	ต่ำกว่า 10,000 บาท	1	233	58.25
	10,000 - 20,000 บาท	2	97	24.25
	20,000 - 30,000 บาท	3	52	13.00
	30,000 - 40,000 บาท	4	15	3.75
	40,000 - 50,000 บาท	5	2	0.50
	50,000 บาทเป็นต้นไป	6	1	0.25
X_6 - การครอบครองยานพาหนะ	ไม่มี	1	108	27.00
	รถจักรยาน	2	9	2.25
	รถจักรยานยนต์	3	209	52.25
	รถยนต์	4	74	18.50

2. ข้อมูลพฤติกรรมการเดินทาง

พฤติกรรมการเดินทางของผู้ใช้บริการรถโดยสาร ประกอบด้วยการศึกษาลักษณะการเดินทาง 6 ปัจจัย โดยวิเคราะห์ข้อมูลความถี่ และร้อยละ จำแนกตามปัจจัยต่าง ๆ X_7 - X_{12} ดังตารางที่ 2 ซึ่งสรุปข้อมูลได้ดังต่อไปนี้ ความถี่ในการเดินทางด้วยรถโดยสารสาธารณะ ส่วนใหญ่เดินทางด้วยรถโดยสารสาธารณะ 2 - 3 วันต่อสัปดาห์

จำนวน 160 คน (40 %), เดินทางน้อยกว่า 2 วันต่อสัปดาห์ จำนวน 128 คน (32 %), เดินทาง 5 วันต่อสัปดาห์ จำนวน 57 คน (14.25 %), เดินทางทุกวันจำนวน 55 คน (13.75 %) ในด้านประเภทของบริการขนส่งที่ใช้บริการ ประกอบด้วยบริการขนส่งที่ใช้บ่อยที่สุดคือ รถสองแถวจำนวน 288 คน (72 %), วินมอเตอร์ไซด์/ตุ๊ก ๆ จำนวน 43 คน (10.75 %), บริการรถไฟจำนวน 41 คน (10.25 %), รถบัสประจำทางจำนวน 23 คน (5.75 %), การใช้บริการ Grab, Taxi, รถตุ้, รถยนต์ส่วนตัวมีจำนวนผู้ใช้บริการเท่ากันเพียง 1 คน (0.25 %) ด้านเวลาที่ใช้ในการเดินทางด้วยรถสาธารณะ พบว่าผู้ใช้บริการส่วนใหญ่ใช้เวลาประมาณ 15 นาที ในการเดินทางจำนวน 183 คน (45.75 %), ใช้เวลา 30 นาที จำนวน 150 คน (37.5 %), ใช้เวลาน้อยกว่า 15 นาที จำนวน 18 คน (4.5 %), ใช้เวลา 45 นาที จำนวน 10 คน (2.5 %), ใช้เวลา 1 ชั่วโมง จำนวน 14 คน (3.5 %), และใช้เวลามากกว่า 1 ชั่วโมง จำนวน 25 คน (6.25 %) ในส่วนค่าใช้จ่ายในการเดินทางด้วยระบบขนส่งสาธารณะ ประกอบด้วย ค่าใช้จ่ายน้อยกว่า 100 บาท จำนวน 213 คน (53.25 %), ค่าใช้จ่าย 100 บาท จำนวน 136 คน (34 %), ค่าใช้จ่าย 200 บาท จำนวน 27 คน (6.75 %), ค่าใช้จ่าย 300 บาท จำนวน 13 คน (3.25 %), และค่าใช้จ่ายมากกว่า 300 บาท จำนวน 11 คน (2.75 %) และจำนวนครั้งโดยเฉลี่ยที่ต้องต่อรถโดยสารสาธารณะในการเดินทาง 1 เที้ยว พบว่าส่วนใหญ่ไม่ต้องต่อรถ จำนวน 273 คน (68.25 %) ต้องต่อรถ 1 - 2 ต่อ จำนวน 115 คน (28.75 %), ต้องต่อรถ 3 - 4 ต่อ จำนวน 10 คน (2.5 %), และต้องต่อรถมากกว่า 4 ต่อ จำนวน 2 คน (0.5 %)

ตารางที่ 2 ข้อมูลการเดินทาง

ตัวแปร	ประเภท	Code	ความถี่	% สัดส่วน
X ₇ - ความถี่ในการเดินทางด้วยรถโดยสารสาธารณะ	น้อยกว่า 2 วัน/ต่อสัปดาห์	1	128	32.00
	2 - 3 วัน/ต่อสัปดาห์	2	160	40.00
	5 วัน/ต่อสัปดาห์	3	57	14.25
	ทุกวัน	4	55	13.75
X ₈ - ประเภทของบริการขนส่งที่ใช้บริการ	ไม่เคย	1	1	0.25
	Grab	2	1	0.25
	Taxi	3	1	0.25
	รถตุ้	4	1	0.25
	รถบัส	5	23	5.75
	รถไฟ	6	41	10.25
	รถสองแถว	7	288	72.00
	รถยนต์ส่วนตัว	8	1	0.25
	วินมอเตอร์ไซด์/ตุ๊ก ๆ	9	43	10.75
X ₉ - เวลาที่ใช้ในการเดินทางด้วยรถสาธารณะ	น้อยกว่า 15 นาที	1	18	4.50
	15 นาที	2	183	45.75
	30 นาที	3	150	37.50
	45 นาที	4	10	2.50
	1 ชั่วโมง	5	14	3.50
	มากกว่า 1 ชั่วโมง	6	25	6.25

ตารางที่ 2 ข้อมูลการเดินทาง (ต่อ)

ตัวแปร	ประเภท	Code	ความถี่	% สัดส่วน
X_{10} - ค่าใช้จ่ายในการเดินทาง ด้วยระบบขนส่งสาธารณะต่อสัปดาห์	น้อยกว่า 100 บาท	1	213	53.25
	100 บาท	2	136	34.00
	200 บาท	3	27	6.75
	300 บาท	4	13	3.25
	มากกว่า 300 บาท	5	11	2.75
X_{11} - ช่วงเวลาที่ใช้บริการ รถโดยสารสาธารณะ	06.00 - 08.00 น.	1	222	55.50
	10.00 - 13.00 น.	2	112	28.00
	14.00 - 16.00 น.	3	50	12.50
	18.00 - 20.00 น.	4	16	4.00
X_{12} - จำนวนครั้งโดยเฉลี่ยที่ต้อง ต่อรถโดยสารสาธารณะ ในการเดินทางหนึ่งเที่ยว	ไม่ต้องต่อรถ	1	273	68.25
	1 - 2 ต่อ	2	115	28.75
	3 - 4 ต่อ	3	10	2.50
	มากกว่า 4 ต่อ	4	2	0.50

3. การวิเคราะห์ความพึงพอใจของผู้ใช้บริการรถโดยสาร

ความพึงพอใจในการเดินทางในการศึกษานี้ ประกอบด้วย 8 ด้าน $Q_1 - Q_8$ ดังตารางที่ 3 ซึ่งสามารถสรุปรายละเอียดดังนี้

ผลการวิเคราะห์ความพึงพอใจของผู้โดยสารต่อการใช้บริการรถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมาพบว่า ผู้โดยสารมีความพึงพอใจในหลายด้าน โดยเฉพาะจำนวนเที่ยวรถที่เพียงพอ ($\bar{X} = 3.55$, S.D. = 1.15) และเส้นทางการเดินรถที่ครอบคลุมจุดหมายปลายทางสำคัญ ($\bar{X} = 3.55$, S.D. = 1.15) ทั้งสองด้านนี้ได้รับการประเมินในระดับ "มาก" ซึ่งสะท้อนถึงความพึงพอใจของผู้ใช้บริการที่เห็นว่าระบบขนส่งสาธารณะในพื้นที่มีความพร้อมในการให้บริการอย่างเพียงพอและครอบคลุม ด้านเวลาที่ใช้ในการเดินทาง ($\bar{X} = 3.54$, S.D. = 1.14) และราคาที่เหมาะสมกับระยะทาง ($\bar{X} = 3.61$, S.D. = 1.15) ก็ได้รับการประเมินในระดับ "มาก" ผู้โดยสารมองว่าระบบขนส่งมีความรวดเร็วและมีราคาที่สมเหตุสมผล ในทางกลับกัน ความพึงพอใจต่อสภาพรถโดยสาร ($\bar{X} = 3.28$, S.D. = 1.00) ความปลอดภัย ($\bar{X} = 3.25$, S.D. = 1.02) ระยะเวลาที่ใช้ในการรอขึ้นรถ ($\bar{X} = 3.24$, S.D. = 1.05) และความสะอาดสบายของเก้าอี้ ($\bar{X} = 3.17$, S.D. = 1.00) อยู่ในระดับ "ปานกลาง" ซึ่งแสดงถึงความต้องการในการปรับปรุงสภาพรถโดยสาร ความปลอดภัย และความสะอาดสบายในการใช้บริการ เพื่อให้ตอบสนองต่อความคาดหวังของผู้โดยสารได้ดียิ่งขึ้น โดยสรุป ผู้โดยสารพึงพอใจในด้านความเพียงพอของจำนวนเที่ยวรถและเส้นทางที่ครอบคลุม แต่ยังต้องการการปรับปรุงในด้านความสะอาดสบาย ความปลอดภัย และเวลารอรถ

ตารางที่ 3 การวิเคราะห์ความพึงพอใจของผู้ใช้บริการรถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมา

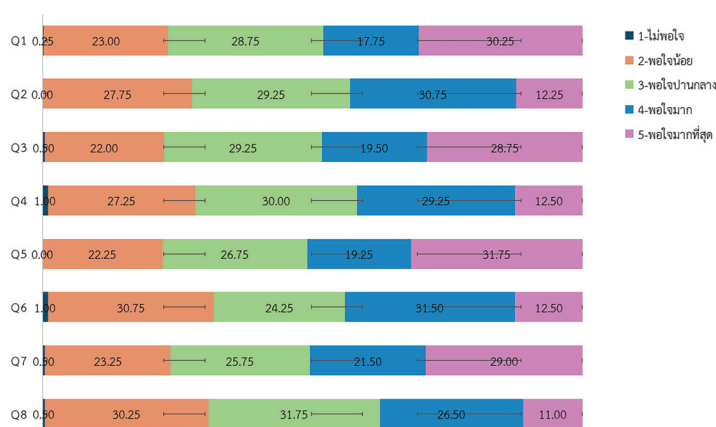
ความพึงพอใจในการเดินทาง (Q_j)	$\bar{X}$	%	S.D.	แปลผล
1. จำนวนเที่ยวรถโดยสารที่เพียงพอ (Q_1)	3.55	70.95	1.15	มาก
2. สภาพของรถโดยสารสาธารณะ (Q_2)	3.28	65.50	1.00	ปานกลาง
3. เวลาในการเดินทางโดยรวม (Q_3)	3.54	70.80	1.14	มาก
4. ความปลอดภัย (Q_4)	3.25	65.00	1.02	ปานกลาง
5. ราคาเหมาะสมกับระยะทาง (Q_5)	3.61	72.10	1.15	มาก

ตารางที่ 3 การวิเคราะห์ความพึงพอใจของผู้ใช้บริการรถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมา (ต่อ)

ความพึงพอใจในการเดินทาง (Q_j)	$\bar{X}$	%	S.D.	แปลผล
6. ระยะเวลาที่ใช้ในการรอขึ้นรถ (Q_6)	3.24	64.75	1.05	ปานกลาง
7. เส้นทางรถโดยสารครอบคลุมจุด (Q_7)	3.55	71.05	1.15	มาก
8. ความสะดวกสบายของเก้าอี้นั่ง (Q_8)	3.17	63.45	1.00	ปานกลาง

สัดส่วนความพึงพอใจในแต่ละด้านทั้ง 8 ด้าน ดังรูปที่ 2 ผลการสำรวจแสดงให้เห็นว่า ผู้โดยสารมีความพึงพอใจมากที่สุดในด้านราคาเหมาะสมกับระยะทาง (Q_5 ความพึงพอใจมากที่สุดร้อยละ 31.75) และจำนวนเที่ยวรถที่เพียงพอ (Q_1 ความพึงพอใจมากที่สุดร้อยละ 30.25) แสดงว่าผู้โดยสารเห็นว่าราคาค่าโดยสารมีความสมเหตุสมผลและมีจำนวนเที่ยวรถที่เพียงพอต่อความต้องการ ด้านที่ผู้โดยสารพึงพอใจน้อยที่สุดคือ ความสะดวกสบายของเก้าอี้นั่ง (Q_8 ความพึงพอใจมากที่สุดร้อยละ 11.00) และระยะเวลาที่ใช้ในการรอขึ้นรถ (Q_6 ความพึงพอใจมากที่สุดร้อยละ 12.50) ซึ่งสะท้อนถึงความต้องการในการปรับปรุงความสะดวกสบายและลดเวลารอรถ เพื่อเพิ่มระดับความพึงพอใจของผู้ใช้บริการในอนาคต เมื่อพิจารณาลักษณะการกระจายตัวของความพึงพอใจพบว่า จำนวนเที่ยวรถโดยสารที่เพียงพอ (Q_1), เวลาในการเดินทางโดยรวม (Q_3), ราคาเหมาะสมกับระยะเวลา (Q_5) และเส้นทางรถโดยสารครอบคลุม (Q_7) การแปลผลความพึงพอใจในระดับมาก แต่ยังมีค่าการกระจายตัวสูงกว่า 1.05 แสดงว่าผู้ใช้งานยังมีความพึงพอใจที่ยังแตกต่างกันมาก จึงต้องพิจารณาเพื่อพัฒนาการบริการในด้านนี้อย่างต่อเนื่องแม้จะได้รับความพึงพอใจเฉลี่ยสูง ในขณะที่สภาพรถโดยสารสาธารณะ (Q_2), ความปลอดภัย (Q_4), ระยะเวลาที่ใช้ในการรอขึ้นรถ (Q_6), และความสะดวกสบายของเก้าอี้นั่ง (Q_8) ว่าเป็นความพึงพอใจอยู่ในระดับปานกลาง และค่า S.D. ไม่เกิน 1.05 แสดงว่าผู้ให้บริการมีความพึงพอใจไม่มากนักและมีความคิดเห็นเป็นไปในทางเดียวกัน ควรได้รับการพิจารณาเพื่อปรับปรุงโดยทันที

จากข้อมูลที่ได้พบควรปรับปรุงในด้านต่าง ๆ ดังต่อไปนี้ ด้านความสะดวกสบายของเก้าอี้นั่ง ได้รับคะแนนพึงพอใจในระดับพอใจมากที่สุด ค่าที่ต่ำสุด (11.00 %) ควรปรับปรุงโดยเลือกใช้เก้าอี้ที่สะดวกสบายมากขึ้นหรือปรับปรุงคุณภาพของเบาะนั่งในรถโดยสาร ด้านสภาพรถ, ระยะเวลาที่ใช้ในการรอขึ้นรถ และความปลอดภัย มีคะแนนพึงพอใจในระดับพอใจมากที่สุด ในระดับต่ำ (ความพึงพอใจมากที่สุดร้อยละ 12.25 12.50 และ 12.50 ตามลำดับ) ควรปรับปรุงโดยปรับปรุงสภาพรถ, เวลารถโดยสาร และเพิ่มจำนวนรถโดยสารหรือปรับปรุงตารางเวลาให้มีความถี่ในการเดินรถมากขึ้นเพื่อลดเวลารอของผู้โดยสาร หรือประยุกต์เทคโนโลยีในการติดตามรถโดยสาร



รูปที่ 2 ร้อยละความพึงพอใจในการใช้รถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมา 5 ระดับ ทั้ง 8 ด้าน

4. ตัวแบบโลจิสติกส์ลำดับ (Ordinal Logit Models)

การวิเคราะห์ความพึงพอใจ 5 ระดับ $I = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ ในการใช้รถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครราชสีมา ทั้ง 8 ด้าน แทนด้วย Q_j ; $j \in 8$ ประกอบด้วย Q_1 ความเพียงพอของจำนวนเที่ยวรถ (Q_2) สภาพของ

รถโดยสาร (Q_3) เวลาที่ใช้ในการเดินทาง (Q_4) ความปลอดภัย (Q_5) ราคาเหมาะสม (Q_6) ระยะเวลาที่รอขึ้นรถ (Q_7) เส้นทางรถโดยสารครอบคลุม และ (Q_8) ความสะดวกสบายของเก้าอี้ที่นั่ง การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต้น ได้แก่ ปัจจัยด้านเศรษฐศาสตร์และสังคม 6 ปัจจัย และข้อมูลการเดินทาง 6 ปัจจัย และตัวแปรตามความพึงพอใจทั้ง 8 ด้าน ด้วยตัวแบบโลจิสติกเชิงลำดับ (Ordinal Logit Models) โดยทำการวิเคราะห์ผลสำหรับความพึงพอใจในการเดินทางด้วยรถโดยสารสาธารณะทั้ง 8 ด้าน จาก 12 ปัจจัย ดังตารางที่ 4 โดยมีรายละเอียดดังนี้ เพศ (X_1): มีนัยสำคัญทางสถิติกับ Q_2 สภาพของรถโดยสาร และ Q_4 ความปลอดภัย ($P\text{-value} < 0.05$) หมายความว่า เพศของผู้โดยสารมีผลต่อระดับความพึงพอใจในเรื่องที่เกี่ยวกับสภาพของรถโดยสาร ความปลอดภัยโดยตรง ด้านอายุ (X_2) ผลวิเคราะห์พบว่าปัจจัยนี้ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่อความพึงพอใจที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % แต่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 90 % กับ Q_4 ด้านความปลอดภัย ($P\text{-value} = 0.075$) ในด้านการศึกษา (X_3): มีนัยสำคัญทางสถิติในความพึงพอใจเกือบทุกด้าน (Q_1 ถึง Q_7 ยกเว้น Q_8) โดยมี $P\text{-value} < 0.05$ ซึ่งหมายความว่าระดับการศึกษาของผู้โดยสารมีผลกระทบต่อความพึงพอใจในหลาย ๆ ด้าน ปัจจัยด้านอาชีพ (X_4): ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในทุกด้านของความพึงพอใจ ($P\text{-value} > 0.05$) แสดงว่าอาชีพของผู้โดยสารไม่ได้มีผลกระทบที่ชัดเจนต่อความพึงพอใจ ปัจจัยด้านรายได้ (X_5): มีนัยสำคัญทางสถิติใน Q_3 ($P\text{-value} = 0.004$) และ Q_7 ($P\text{-value} = 0.011$) แสดงว่ารายได้ของผู้โดยสารมีผลกระทบต่อความพึงพอใจในเรื่อง Q_3 เวลาที่ใช้ในการเดินทาง และ Q_7 เส้นทางรถโดยสารครอบคลุม ปัจจัยด้านการเป็นเจ้าของยานพาหนะ (X_6): มีนัยสำคัญทางสถิติใน Q_2 Q_3 Q_4 และ Q_6 ($P\text{-value} < 0.05$) แสดงว่าการเป็นเจ้าของยานพาหนะมีผลต่อความพึงพอใจในเรื่อง สภาพของรถโดยสาร เวลาที่ใช้ในการเดินทาง ความปลอดภัย และระยะเวลาที่ใช้ในการรอขึ้นรถ ปัจจัยด้านความถี่ในการเดินทาง (X_7): มีนัยสำคัญทางสถิติในทุกคำถาม ($P\text{-value} < 0.001$) แสดงว่าความถี่ในการเดินทางของผู้โดยสารมีผลอย่างมากต่อระดับความพึงพอใจ ปัจจัยด้านประเภทของยานพาหนะที่ใช้บริการ (X_8): มีนัยสำคัญทางสถิติในทุกด้านของความพึงพอใจ ($P\text{-value} < 0.001$) ซึ่งหมายความว่าประเภทของยานพาหนะที่ใช้บริการมีผลกระทบต่อความพึงพอใจของผู้โดยสาร ปัจจัยด้านระยะเวลาในการเดินทาง (X_9): มีนัยสำคัญทางสถิติในทุกด้านของความพึงพอใจ ($P\text{-value} < 0.05$) แสดงว่าระยะเวลาในการเดินทางมีผลกระทบต่อระดับความพึงพอใจ ปัจจัยด้านค่าใช้จ่ายในการเดินทาง (X_{10}): ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในทุกด้านของความพึงพอใจ ($p\text{-value} > 0.05$) แสดงว่าค่าใช้จ่ายในการเดินทางไม่ได้มีผลกระทบที่ชัดเจนต่อความพึงพอใจ ปัจจัยด้านระยะเวลาที่ใช้ในการเดินทางโดยรวม (X_{11}): มีนัยสำคัญทางสถิติในหลายด้านของความพึงพอใจ (Q_2 Q_4 Q_5 และ Q_8) แสดงว่าระยะเวลาที่ใช้ในการเดินทางโดยรวมมีผลกระทบต่อความพึงพอใจ และปัจจัยด้านจำนวนการเดินทางเฉลี่ยต่อสัปดาห์ (X_{12}): มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.1 กับ Q_8 ($P\text{-value} = 0.074$) แสดงว่าจำนวนการเดินทางเฉลี่ยต่อสัปดาห์อาจมีผลต่อความพึงพอใจในความสะดวกสบายของเก้าอี้ที่นั่ง

หลังจากนั้นทำการปรับปรุงตัวแบบอีกครั้ง โดยคัดเลือกเฉพาะตัวแปรที่มีผลกระทบอย่างมีนัยสำคัญที่ค่า $P\text{-value} < 0.05$ และ $P\text{-value} < 0.01$ ต่อระดับความพึงพอใจในการใช้รถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมาทั้ง 8 ด้าน ด้วยวิธี Stepwise ผลของพารามิเตอร์ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95 % ขึ้นไป ดังตารางที่ 5 ซึ่งผลที่ได้แสดงให้เห็นว่าตัวแปรที่มีผลกระทบต่อความพึงพอใจในแต่ละด้านส่วนใหญ่ คือ ด้านระดับการศึกษา (X_3) ความถี่ในการเดินทาง (X_7) ประเภทของยานพาหนะที่ใช้บริการ (X_8) ระยะเวลาในการเดินทาง (X_9) และช่วงเวลาที่ใช้ในการเดินทาง (X_{11}) ส่วนตัวแปรที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติถูกตัดออกในการวิเคราะห์ขั้นสุดท้าย ส่งผลให้ตัวแบบมีความกระชับขึ้นและเน้นตัวแปรที่มีความสำคัญต่อการทำนายความพึงพอใจได้ชัดเจนยิ่งขึ้น โดยค่าเปรียบเทียบค่า -2LL ในแต่ละด้านพบว่าตัวแบบมีการปรับปรุงมากยิ่งขึ้น ตัวแบบที่มีตัวแปรอิสระรวมอยู่ด้วยมีความเหมาะสมมากกว่าตัวแบบที่มีค่าคงที่เพียงอย่างเดียว

จากผลการวิจัยแสดงให้เห็นว่าผู้โดยสารพึงพอใจในระดับสูงกับด้านราคาค่าโดยสารและความเพียงพอของจำนวนเที่ยวรถ ในขณะที่มีความพึงพอใจต่ำในเรื่องของความสะดวกสบายของเก้าอี้ที่นั่งและเวลารอรถ ซึ่งแสดงถึงความจำเป็นในการปรับปรุงเพื่อเพิ่มความพึงพอใจของผู้ใช้บริการ ผลจากตัวแบบในตารางที่ 5 ความถี่ในการเดินทาง และประเภทของยานพาหนะที่ใช้บริการเป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์และมีนัยสำคัญทางสถิติกับความพึงพอใจของผู้โดยสารในทุกด้าน ส่วนปัจจัยอื่น ๆ เช่น การเป็นเจ้าของยานพาหนะ เพศ และอายุ มีความสำคัญเฉพาะในบางด้าน

ตารางที่ 4 ผลการวิเคราะห์ Ordinal Logistic Regression สำหรับความพึงพอใจในการเดินทางด้วยรถโดยสารสาธารณะทั้ง 8 ด้าน จาก 12 ปัจจัย

Variables/Threshold	Q ₁		Q ₂		Q ₃		Q ₄		Q ₅		Q ₆		Q ₇		Q ₈	
	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.
Threshold																
μ_{1j} [Y = 1]	-11.449	0.000	-	-	-11.967	0.000	-8.297	0.000	-	-	-8.849	0.000	-10.472	0.000	-7.944	0.000
μ_{2j} [Y = 2]	-6.360	0.000	-4.990	0.000	-7.524	0.000	-4.403	0.001	-7.537	0.000	-4.680	0.000	-5.961	0.000	-3.263	0.011
μ_{3j} [Y = 3]	-4.832	0.000	-3.505	0.008	-5.910	0.000	-2.908	0.023	-6.029	0.000	-3.469	0.007	-4.549	0.001	-1.756	0.170
μ_{4j} [Y = 4]	-3.924	0.004	-1.571	0.235	-4.892	0.000	-1.099	0.392	-5.047	0.000	-1.519	0.240	-3.437	0.010	-0.026	0.984
Location (X ₁)																
Gender (X ₁)	0.145	0.448	0.443	0.021**	0.075	0.695	0.479	0.012**	0.022	0.910	0.157	0.408	-0.047	0.805	0.354	0.063*
AGE (X ₂)	-0.017	0.922	-0.172	0.310	-0.016	0.926	-0.301	0.075*	-0.083	0.624	0.029	0.863	-0.014	0.934	-0.053	0.753
Educate (X ₃)	-0.743	0.000***	-0.499	0.010**	-0.562	0.004***	-0.420	0.026**	-0.646	0.001***	-0.643	0.001***	-0.544	0.005***	-0.293	0.117
Occu (X ₄)	-0.102	0.420	-0.056	0.658	-0.156	0.217	-0.109	0.384	-0.181	0.153	-0.036	0.777	-0.037	0.768	-0.019	0.882
Income (X ₅)	-0.070	0.638	-0.066	0.658	-0.442	0.004***	-0.104	0.479	-0.292	0.052*	-0.232	0.120	-0.385	0.011**	0.013	0.930
VehucleOwner (X ₆)	0.134	0.246	0.357	0.002***	0.284	0.015**	0.303	0.009**	0.181	0.121	0.194	0.092*	0.186	0.107	0.154	0.179
FreqTravel (X ₇)	0.642	0.000***	0.535	0.000***	0.571	0.000***	0.504	0.000***	0.634	0.000***	0.647	0.000***	0.550	0.000***	0.444	0.000***
TypeVehicle (X ₈)	-0.636	0.000***	-0.714	0.000***	-0.710	0.000***	-0.549	0.000***	-0.689	0.000***	-0.533	0.000***	-0.599	0.000***	-0.537	0.000***
TimeTravel (X ₉)	-0.356	0.001***	-0.292	0.006***	-0.411	0.000***	-0.238	0.020**	-0.305	0.005***	-0.323	0.002***	-0.311	0.004***	-0.311	0.003***
TravelExpense (X ₁₀)	0.086	0.436	0.177	0.109	0.157	0.157	0.013	0.907	-0.074	0.509	0.012	0.911	0.124	0.263	0.089	0.412
TimeDuration (X ₁₁)	0.184	0.121	0.236	0.045**	0.059	0.616	0.293	0.012**	0.358	0.003***	0.290	0.013**	0.238	0.044**	0.375	0.001***
AverageTravelperWk (X ₁₂)	0.263	0.135	0.213	0.211	0.222	0.199	0.171	0.314	0.119	0.497	0.127	0.456	0.276	0.113	0.303	0.074*
-2 Log Likelihood	1,049.781		1,004.007		1,048.008		1,029.517		1,018.890		1,029.500		1,040.248		997.628	
Final	951.961		911.723		938.100		949.493		907.467		939.394		936.243		930.074	
Chi-Square	97.820		92.284		109.908		80.024		111.423		90.106		104.006		67.554	
Sig.	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
Cox and Snell	0.217		0.206		0.240		0.181		0.243		0.202		0.229		0.155	
Nagelkerke	0.232		0.221		0.256		0.194		0.260		0.215		0.244		0.167	
McFadden	0.089		0.086		0.098		0.072		0.102		0.082		0.093		0.063	

*** variables that are significant at 99 % confidence level, ** variables that are significant at 95 % confidence level, * variables that are significant at 90 % confidence level

ตารางที่ 5 ผลการวิเคราะห์ OLR ด้วยปัจจัยที่มีผลต่อความพึงพอใจในการเดินทางด้วยรถโดยสารสาธารณะทั้ง 8 ด้าน ที่ระดับนัยสำคัญ Pvalue >0.05 และ Pvalue >0.01

Variables/Threshold																	
	Q ₁		Q ₂		Q ₃		Q ₄		Q ₅		Q ₆		Q ₇		Q ₈		
	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	
Threshold (μ _j)	μ _{j1} [Y ₁ = 1]	-11.449	0.000	-	-	-11.967	0.000	-8.297	0.000	-	-	-8.849	0.000	-10.472	0.000	-7.944	0.000
	μ _{j2} [Y ₁ = 2]	-6.360	0.000	-4.990	0.000	-7.524	0.000	-4.403	0.001	-7.537	0.000	-4.680	0.000	-5.961	0.000	-3.263	0.011
	μ _{j3} [Y ₁ = 3]	-4.832	0.000	-3.505	0.008	-5.910	0.000	-2.908	0.023	-6.029	0.000	-3.469	0.007	-4.549	0.001	-1.756	0.170
	μ _{j4} [Y ₁ = 4]	-3.924	0.004	-1.571	0.235	-4.892	0.000	-1.099	0.392	-5.047	0.000	-1.519	0.240	-3.437	0.010	-0.026	0.984
Location (X _i)	Gender (X ₁)	-	-	0.420	0.028**	-	-	0.481	0.012**	-	-	-	-	-	-	-	-
	AGE (X ₂)	-	-	-	-	-	-	-0.344	0.020**	-	-	-	-	-	-	-	-
	Educate (X ₃)	-0.741	0.000***	-0.456	0.012**	-0.543	0.003***	-0.449	0.013**	-0.709	0.000***	-0.708	0.000***	-0.550	0.003***	-	-
	Occu (X ₄)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Income (X ₅)	-	-	-	-	-0.343	0.006***	-	-	-	-	-	-	-0.263	0.021**	-	-
	VehucleOwner (X ₆)	-	-	0.315	0.003***	0.281	0.014**	0.285	0.010**	-	-	-	-	-	-	-	-
	FreqTravel (X ₇)	0.584	0.000***	0.618	0.000***	0.610	0.000***	0.509	0.000***	0.594	0.000***	0.603	0.000***	0.512	0.000***	0.369	0.000***
	TypeVehicle (X ₈)	-0.642	0.000***	-0.771	0.000***	-0.742	0.000***	-0.566	0.000***	-0.734	0.000***	-0.530	0.000***	-0.604	0.000***	-0.499	0.000***
	TimeTravel (X ₉)	-0.283	0.003***	-0.264	0.008***	-0.341	0.001***	-0.229	0.020**	-0.346	0.001***	-0.316	0.001***	-0.281	0.005***	-0.244	0.010**
	TravelExpense (X ₁₀)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	TimeDuration (X ₁₁)	-	-	0.259	0.027**	-	-	0.301	0.010***	0.361	0.003***	0.294	0.012**	0.257	0.029**	0.404	0.000***
	AverageTravelperWk (X ₁₂)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-2 Log Likelihood	Intercept Only	651.737		884.882		810.014		935.562		731.389		742.930		830.592		585.148	
	Final	562.451		798.617		706.429		857.575		629.229		658.044		733.873		528.916	
	Chi-Square	97.820		89.286		86.265		103.585		77.987		102.160		84.886		96.718	
	Sig.	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
Pseudo R-Square	Cox and Snell	0.200		0.194		0.228		0.177		0.225		0.191		0.215		0.131	
	Nagelkerke	0.214		0.208		0.243		0.189		0.241		0.204		0.229		0.141	
	McFadden	0.081		0.081		0.093		0.071		0.093		0.077		0.086		0.052	

***Variables that are significant at 99% confidence level, **Variables that are significant at 95% confidence level

สรุปผลการสำหรับวิเคราะห์ความพึงพอใจในแต่ละด้าน $j \in J$ จากสมการที่ (5) ได้ดังนี้ $Z_{ij} = \sum_{k \in K} \beta_{ijk} X_{ij}$ แทนค่าพารามิเตอร์จากตารางที่ 5 และ Code สำหรับตัวแปร X_k จากตารางที่ 1 และ 2 ผลของระดับความพึงพอใจได้ผลดังสมการที่ (6)

สรุปและอภิปรายผล

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ความพึงพอใจของผู้โดยสารต่อการใช้บริการรถโดยสารสาธารณะในเขตเทศบาลนครนครราชสีมา โดยใช้แบบจำลองถดถอยโลจิสติกส์เชิงลำดับ (Ordinal Logistic Regression - OLR) เป็นเครื่องมือในการวิเคราะห์ข้อมูลที่มีลำดับชั้น ซึ่งสามารถวัดความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยต่าง ๆ กับความพึงพอใจของผู้โดยสารได้อย่างมีประสิทธิภาพ ปัจจัยที่ถูกนำมาพิจารณาในการศึกษาครั้งนี้รวมถึงปัจจัยด้านเศรษฐกิจและสังคม เช่น รายได้ การศึกษา เพศ รวมถึงพฤติกรรมการเดินทาง เช่น ความถี่ในการเดินทาง ประเภทของยานพาหนะที่ใช้บริการ และระยะเวลาที่ใช้ในการเดินทาง ผลการวิจัยพบว่าปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อความพึงพอใจของผู้โดยสารอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่ ระดับการศึกษา ความถี่ในการเดินทาง ประเภทของยานพาหนะที่ใช้บริการ ระยะเวลาในการเดินทาง และช่วงเวลาในการเดินทาง ผู้โดยสารที่เดินทางบ่อยมักมีความพึงพอใจในหลายด้าน เนื่องจากมีความคุ้นเคยกับระบบขนส่งและสามารถปรับตัวต่อการบริการได้ดีขึ้น อย่างไรก็ตาม ความถี่ในการเดินทางที่สูงยังชี้ให้เห็นถึงความจำเป็นในการรักษาคุณภาพบริการอย่างต่อเนื่องเพื่อรองรับผู้โดยสารที่ใช้บริการเป็นประจำ นอกจากนี้ผู้โดยสารที่ใช้บริการรถสองแถว ซึ่งเป็นยานพาหนะที่แพร่หลายที่สุดในเขตเทศบาลนครราชสีมา มักมีความพึงพอใจในหลายด้าน แต่ยังมีข้อกังวลเกี่ยวกับความสะดวกสบายและความปลอดภัย นอกจากนี้การศึกษายังพบว่า เพศมีผลต่อความพึงพอใจในด้านสภาพของรถโดยสารและความปลอดภัย โดยเพศหญิงมีแนวโน้มที่จะพึงพอใจน้อยกว่าเพศชายในด้านเหล่านี้ ส่วนปัจจัยด้านการศึกษาและรายได้มีผลกระทบต่อความพึงพอใจในหลายด้าน โดยผู้โดยสารที่มีการศึกษาสูงมักมีความคาดหวังสูงกว่าต่อคุณภาพบริการ

การวิเคราะห์ข้อมูลชี้ให้เห็นว่าผู้โดยสารส่วนใหญ่พึงพอใจในระดับมากต่อปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับจำนวนเที่ยวรถที่เพียงพอ ราคาที่เหมาะสมกับระยะทาง และเส้นทางที่ครอบคลุมจุดหมายปลายทางแต่ยังมีรูปแบบความคิดเห็นที่ยังกระจายตัวอยู่ในระดับสูง อย่างไรก็ตาม ปัจจัยด้านความสะดวกสบายของเก้าอี้และระยะเวลาการขึ้นรถได้รับความพึงพอใจในระดับปานกลางเท่านั้น และมีความคิดเห็นกระจายตัวใกล้เคียงกัน ซึ่งสะท้อนถึงความต้องการในการปรับปรุงด้านเหล่านี้อย่างชัดเจน

จากผลการศึกษา ข้อเสนอแนะที่สำคัญ ได้แก่ การเพิ่มจำนวนเที่ยวรถ ปรับปรุงคุณภาพของเก้าอี้ และลดระยะเวลารอรถ เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพการบริการ นอกจากนี้การนำเทคโนโลยีเข้ามาช่วยในการจัดการตารางเวลา และการวางแผนพัฒนาระบบขนส่งสาธารณะอย่างครอบคลุม ซึ่งรวมถึงการขยายเส้นทางเดินรถและการพัฒนาสถานีและจุดจอดให้ทันสมัย จะช่วยเพิ่มความพึงพอใจและส่งเสริมการใช้บริการขนส่งสาธารณะในระยะยาว ทั้งนี้จะช่วยบรรเทาปัญหาจราจรและลดผลกระทบต่อสิ่งแวดล้อมอย่างมีประสิทธิภาพ

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับเงินอุดหนุนการวิจัยจากมหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน ปีงบประมาณ 2566 เลขที่สัญญา NKR2566INC031

References

- Alshammeri, E., AlAhmad, D., Dashti, A., AlAjlan, R. and AlAmeer, Z. and Kizilaslan, R. (2021). Determination Passenger Satisfaction of a Kuwait Airline Company by Using Multivariate Data Analysis Models. *11th Annual International Conference on Industrial Engineering and Operations Management Singapore*, March 7-11, 6877-6888.

- Auayporn, M., Rojanavipart, P., Viwatwongkasem, C., Chaiwerawattana, A. and Hancharoen, K. (2009). Exploring Breast Cancer Data to Find the Risk Factors for Distant Metastasis: Register Data, The National Cancer Institute of Thailand. *Thai Journal of Public Health*, 39(2), 179-182. <https://he02.tci-thaijo.org/index.php/jph/article/view/8326>
- Bellizzi, M.G., Eboli, L., Forciniti, C. and Mazzulla, G. (2018). Air Transport Passengers' Satisfaction: an Ordered Logit Model. *Transportation Research Procedia*, 33, 147-154. <https://doi.org/10.1016/j.trpro.2018.10.087>
- Cantwell, M., Caulfield, B. and O'Mahony, M. (2009). Examining the Factors that Impact Public Transport Commuting Satisfaction. *Journal of public transportation*, 12(2), 1-21. <http://doi.org/10.5038/2375-0901.12.2.1>
- Cochran, W.G. (1977). *Sampling Techniques*. John Wiley & Sons.
- D'Alonzo, L., Leva, M.C. and Bucciarelli, E. (2021). Comparing Passenger Satisfaction, Employees' Perspective and Performance on Quality and Safety Indicators: a Field Study. *Sustainability*, 13(10), 5636. <https://doi.org/10.3390/su13105636>
- Eboli, L. and Mazzulla, G. (2009). An Ordinal Logistic Regression Model for Analysing Airport Passenger Satisfaction. *EuroMed Journal of Business*, 4(1), 40-57. <https://doi.org/10.1108/14502190910956684>
- Kitbumrungrat, K. (2017). Multinomial Logistic Regression Model for Learning Classification and Ordinal Logistic Regression Model for Student Grade Analysis. *Veridian E-Journal, Science and Technology Silpakorn University*, 4(2), 19-35.
- Kriswardhana, W., Hayati, N.N. and Septiana, D.R. (2018). Passenger Satisfaction with Railway Station Service Quality: an Ordinal Logistic Regression Approach. *MATEC Web of Conferences*, 181, 07001. <https://doi.org/10.1051/matecconf/201818107001>
- Li, X., Fan, J., Wu, Y., Chen, J. and Deng, X. (2020). Exploring Influencing Factors of Passenger Satisfaction toward Bus Transit in Small-Medium City in China. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2020(8), 1-11. Article ID 8872115. <https://doi.org/10.1155/2020/8872115>
- Morton, C., Caulfield, B. and Anable, J. (2016). Customer Perceptions of Quality of Service in Public Transport: Evidence for Bus Transit in Scotland. *Case Studies on Transport Policy*, 4(3), 199-207. <https://doi.org/10.1016/j.cstp.2016.03.002>
- Oliveira, M.L. de and Lima, J.P. (2023). A Multinomial Logistic Regression Model for Public Transportation Use in a Medium-sized Brazilian City. *Production*, 33, e20230027. <https://doi.org/10.1590/0103-6513.20230027>
- Pavlina, P. (2015). The Factors Influencing Satisfaction with Public City Transport: A Structural Equation Modelling Approach. *Journal of Competitiveness*, 7(4), 18-32. <https://doi.org/10.7441/joc.2015.04.02>
- Quddus, M., Rahman, F., Monsuur, F., de Ona, J. and Enoch, M. (2019). Analyzing Bus Passengers' Satisfaction in Dhaka Using Discrete Choice Models. *Transportation Research Record*, 2673(2), <https://doi.org/10.1177/0361198119825846>
- Rattanawaraha, W. (2017). *A Study of Factors Influencing Tourists' Bicycle Mode Choice in Thailand : Using Binary Logit Model Transportation Engineering* [Unpublished Research and Thesis]. Institute of Engineering, Suranaree University of Technology, Nakhon Rachasima. https://digital.library.tu.ac.th/tu_dc/frontend/Info/item/dc:282253 (in Thai)

- Suangka, K. (2015). Factors Affecting Elderly'S Decisions to Use Public Transportation: the Application of Structural Equation Model. *Srinakharinwirot University Journal of Science and Technology*, 7(14), 129-142. <https://ph02.tci-thaijo.org/index.php/swujournal/article/view/54924/45593>
- Tabachnick, B.G., Fidell, L.S. and Ullman, J.B. (2013). *Using Multivariate Statistics*. Pearson Boston, MA.
- Washington, S., Karlaftis, M.G., Mannering, F. and Anastasopoulos, P. (2020). *Statistical and Econometric Methods for Transportation Data Analysis* (3rd ed). Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9780429244018>
- Wichian, C. and Pitaksringkarn, J. (2024). Factors Affecting User Satisfaction of Local Van (Songthaew): A Case Study of the Local Van (Songthaew) Route 1263 In Pattanakarn Road Soi 20, Bangkok. *Engineering and Technology Horizons*, 41(2), 1-15. Art. No. 410204
- Yoosumdangkit, N. (2016). *Development for Satisfaction Model of a Sightseeing Bus Service Quality* [Master's thesis, Suranaree University of Technology]. <http://sutir.sut.ac.th:8080/sutir/bitstream/123456789/7061/2/Fulltext-watermark.pdf>

สมการไดโอแฟนไทน์ $13^x + a^y = z^3$

On the Diophantine Equation $13^x + a^y = z^3$

สุธน ตาดี*

Suton Tadee*

Received: September 9, 2024; Revised: October 28, 2024; Accepted: October 31, 2024

บทคัดย่อ

ในบทความวิจัยนี้ได้ศึกษาผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบของสมการไดโอแฟนไทน์ $13^x + a^y = z^3$ เมื่อ a เป็นจำนวนเต็มบวก และ x, y, z เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ โดยใช้ความรู้พื้นฐานของสมภาคและทฤษฎีบทของมิไฮเลสคู ผลการวิจัยพบว่า ถ้า $a \equiv 3, 9, 10 \pmod{13}$ แล้ว สมการไดโอแฟนไทน์จะไม่มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ นอกจากนี้ สมการไดโอแฟนไทน์ดังกล่าวจะมีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ คือ $(x, y, z) = (0, 1, \sqrt[3]{a+1})$ เมื่อ $a \equiv 4 \pmod{13}$ และ $\sqrt[3]{a+1}$ เป็นจำนวนเต็ม

คำสำคัญ : สมการไดโอแฟนไทน์; สมภาค; ทฤษฎีบทของมิไฮเลสคู; ผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ

คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏเทพสตรี

Faculty of Science and Technology, Thepsatri Rajabhat University

* Corresponding Author, Tel. 08 1904 0975, E - mail: suton.t@lawasri.tru.ac.th

Abstract

In this article, we study the non-negative integer solutions of the Diophantine equation $13^x + a^y = z^3$, where a is a positive integer and x, y, z are non-negative integers, by using the basic concepts of congruence and Mihăilescu's Theorem. These findings indicate that if $a \equiv 3, 9, 10 \pmod{13}$, then the Diophantine equation has no non-negative integer solution. Moreover, the Diophantine equation has the non-negative integer solution $(x, y, z) = (0, 1, \sqrt[3]{a+1})$, where $a \equiv 4 \pmod{13}$ and $\sqrt[3]{a+1}$ is an integer.

Keywords: Diophantine Equation; Congruence; Mihăilescu's Theorem; Non-Negative Integer Solution

บทนำ

ในช่วงประมาณปี ค.ศ. 2015 จนถึงปัจจุบัน สมการไดโอแฟนไทน์ (Diophantine Equation) ที่อยู่ในรูป $a^x + b^y = z^3$ เมื่อ a, b เป็นจำนวนเต็มบวก และ x, y, z เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ ได้รับความสนใจจากนักคณิตศาสตร์ โดยได้มีการศึกษาหาผลเฉลยของสมการดังกล่าว ตัวอย่างเช่น ในปี ค.ศ. 2017 Burshtein (2017) ได้ศึกษาผลเฉลยของสมการไดโอแฟนไทน์ $p^3 + q^2 = z^3$ เมื่อ p เป็นจำนวนเฉพาะ และ q, z เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $q > 1$ และพบว่าสมการดังกล่าวมีผลเฉลยที่เป็นจำนวนเต็มบวก (p, q, z) คือ $(7, 13, 8), (7, 49, 14), (7, 147, 28)$ และ $(7, 1911, 154)$ ต่อมาในปี ค.ศ. 2018 Burshtein (2018) ได้พิสูจน์ว่าผลเฉลยของสมการไดโอแฟนไทน์ $p^3 + q = z^3$ เมื่อ p, q เป็นจำนวนเฉพาะและ z เป็นจำนวนเต็มบวก คือ $(p, q, z) = (p, 3p^2 + 3p + 1, p + 1)$

ในปี ค.ศ. 2020 Burshtein (2020) ได้ศึกษาผลเฉลยของสมการไดโอแฟนไทน์ $p^x + q^y = z^3$ เมื่อ p, q เป็นจำนวนเฉพาะที่แตกต่างกัน และ x, y, z เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $x, y \in \{1, 2\}$ ซึ่งในที่นี้จะขอยกตัวอย่างผลการวิจัย เช่น สมการไดโอแฟนไทน์ $p^2 + q^2 = z^3$ ไม่มีผลเฉลย เมื่อ p, q เป็นจำนวนเฉพาะที่แตกต่างกัน และ z เป็นจำนวนเต็มบวกและในปีต่อมา Burshtein (2021) ได้แสดงว่าสมการไดโอแฟนไทน์ $p^3 + q^y = z^3$ ไม่มีผลเฉลย เมื่อ p, q เป็นจำนวนเฉพาะที่แตกต่างกัน และ y, z เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $y > 3$ หลังจากนั้น Mina and Bacani (2022) ได้พิสูจน์ว่า ถ้า p และ $p + 4$ เป็นจำนวนเฉพาะ โดยที่ $p \equiv 1 \pmod{3}$ และ $p = \frac{1}{4}(L^2 + 27M^2)$ เมื่อ $L \not\equiv 0 \pmod{2}$ หรือ $M \not\equiv 0 \pmod{2}$ แล้วสมการไดโอแฟนไทน์ $p^x + (p+4)^y = z^3$ ไม่มีผลเฉลย (x, y, z) ที่เป็นจำนวนเต็มบวก

ต่อมาในปี ค.ศ. 2023 Tadee (2023) ได้หาผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบทั้งหมดของสมการไดโอแฟนไทน์ $8^x + p^y = z^3$ เมื่อ p เป็นจำนวนเฉพาะ คือ $(p, x, y, z) = (3 \cdot 2^{2n} + 3 \cdot 2^n + 1, n, 1, 2^n + 1)$ เมื่อ n เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ และในปี ค.ศ. 2024 Tadee (2024) ได้ค้นพบเงื่อนไขบางประการของการไม่มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ (x, y, z) ของสมการไดโอแฟนไทน์ $3^x + n^y = z^3$ เมื่อ n เป็นจำนวนเต็มบวก

ในงานวิจัยนี้สนใจศึกษาผลเฉลยของสมการไดโอแฟนไทน์ ดังสมการที่ (1)

$$13^x + a^y = z^3 \quad (1)$$

เมื่อ a เป็นจำนวนเต็มบวก และ x, y, z เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ ซึ่งในการศึกษาผลเฉลยของสมการดังกล่าว จะใช้ความรู้พื้นฐานของสมภาค (Congruence) และทฤษฎีบทของมิไฮเลสคู (Mihăilescu's Theorem) ซึ่งจะกล่าวในหัวข้อต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

ในการดำเนินการวิจัยนี้จะเริ่มจากการทบทวนความหมายและสมบัติพื้นฐานบางประการของสมภาค ดังนี้

บทนิยาม 1 Niven et al. (1991) ให้ a, b เป็นจำนวนเต็ม และ m เป็นจำนวนเต็มบวก จะกล่าวว่า a สมภาค b มอดุโล m เมื่อ m หาร $a-b$ ลงตัว เขียนแทนด้วย $a \equiv b \pmod{m}$ และถ้า m หาร $a-b$ ไม่ลงตัว จะกล่าวว่า a ไม่สมภาค b มอดุโล m เขียนแทนด้วย $a \not\equiv b \pmod{m}$

ทฤษฎีบท 1 Niven et al. (1991) ให้ a, b, c, d เป็นจำนวนเต็ม และ m เป็นจำนวนเต็มบวก จะได้ว่า

- 1) $a \equiv b \pmod{m}$ และ $b \equiv a \pmod{m}$ และ $a-b \equiv 0 \pmod{m}$ เป็นข้อความที่สมมูลกัน
- 2) ถ้า $a \equiv b \pmod{m}$ และ $b \equiv c \pmod{m}$ แล้ว $a \equiv c \pmod{m}$
- 3) ถ้า $a \equiv b \pmod{m}$ และ $c \equiv d \pmod{m}$ แล้ว $a+c \equiv b+d \pmod{m}$
- 4) ถ้า $a \equiv b \pmod{m}$ และ $c \equiv d \pmod{m}$ แล้ว $ac \equiv bd \pmod{m}$
- 5) ถ้า $a \equiv b \pmod{m}$ และ $d|m$ โดยที่ $d > 0$ แล้ว $a \equiv b \pmod{d}$
- 6) ถ้า $a \equiv b \pmod{m}$ แล้ว $ac \equiv bc \pmod{mc}$ เมื่อ $c > 0$

และจากสมบัติพื้นฐานของสมภาคข้างต้น สามารถนำมาใช้พิสูจน์ทฤษฎีบทต่าง ๆ ต่อไปนี้ ซึ่งทฤษฎีบทเหล่านี้ จะถูกนำไปใช้ในการศึกษาผลเฉลยของสมการที่ (1)

ทฤษฎีบท 2 ถ้า z เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ แล้ว $z^3 \equiv 0, 1, 5, 8, 12 \pmod{13}$

พิสูจน์ เนื่องจาก z เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ ดังนั้นจะมี $r \in \{0, 1, 2, \dots, 12\}$ ซึ่งทำให้ $z \equiv r \pmod{13}$ จะได้ว่า

ถ้า $z \equiv 0 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 0^3 \equiv 0 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 1 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 1^3 \equiv 1 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 2 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 2^3 \equiv 8 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 3 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 3^3 \equiv 27 \equiv 1 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 4 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 4^3 \equiv 64 \equiv 12 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 5 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 5^3 \equiv 125 \equiv 8 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 6 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 6^3 \equiv 216 \equiv 8 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 7 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 7^3 \equiv 343 \equiv 5 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 8 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 8^3 \equiv 512 \equiv 5 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 9 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 9^3 \equiv 729 \equiv 1 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 10 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 10^3 \equiv 1,000 \equiv 12 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 11 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 11^3 \equiv 1,331 \equiv 5 \pmod{13}$

ถ้า $z \equiv 12 \pmod{13}$ ดังนั้น $z^3 \equiv 12^3 \equiv 1,728 \equiv 12 \pmod{13}$

ทฤษฎีบท 3 ให้ y เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ และ a เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $a \equiv 3, 4, 9, 10 \pmod{13}$ จะได้ว่า $a^y \equiv 1, 3, 4, 9, 10, 12 \pmod{13}$

พิสูจน์ เนื่องจาก y เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ ดังนั้นโดยขั้นตอนวิธีการหาร (The Division Algorithm) จะมีจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ k, r ซึ่งทำให้ $y = 3k + r$ โดยที่ $0 \leq r \leq 2$ และจาก $a \equiv 3, 4, 9, 10 \pmod{13}$ ดังนั้นจะแยกพิจารณากรณีต่อไปนี้

กรณีที่ 1 $a \equiv 3 \pmod{13}$ จะได้ว่า

ถ้า $r = 0$ ดังนั้น $a^y \equiv 3^{3k} \equiv 27^k \equiv 1^k \equiv 1 \pmod{13}$

ถ้า $r = 1$ ดังนั้น $a^y \equiv 3^{3k+1} \equiv 3 \cdot 3^{3k} \equiv 3 \cdot 1 \equiv 3 \pmod{13}$

ถ้า $r = 2$ ดังนั้น $a^y \equiv 3^{3k+2} \equiv 9 \cdot 3^{3k} \equiv 9 \cdot 1 \equiv 9 \pmod{13}$

กรณีที่ 2 $a \equiv 4 \pmod{13}$ จะได้ว่า

ถ้า $r = 0$ ดังนั้น $a^y \equiv 4^{3k} \equiv (-1)^k \equiv 1, -1 \equiv 1, 12 \pmod{13}$

ถ้า $r = 1$ ดังนั้น $a^y \equiv 4^{3k+1} \equiv 4(-1)^k \equiv 4, 9 \pmod{13}$

ถ้า $r = 2$ ดังนั้น $a^y \equiv 4^{3k+2} \equiv 16(-1)^k \equiv 3, 10 \pmod{13}$

กรณีที่ 3 $a \equiv 9 \pmod{13}$ จะได้ว่า

ถ้า $r = 0$ ดังนั้น $a^y \equiv 9^{3k} \equiv 729^k \equiv 1^k \equiv 1 \pmod{13}$

ถ้า $r = 1$ ดังนั้น $a^y \equiv 9^{3k+1} \equiv 9 \cdot 9^{3k} \equiv 9 \pmod{13}$

ถ้า $r = 2$ ดังนั้น $a^y \equiv 9^{3k+2} \equiv 81 \cdot 9^{3k} \equiv 81 \equiv 3 \pmod{13}$

กรณีที่ 4 $a \equiv 10 \pmod{13}$ จะได้ว่า

ถ้า $r = 0$ ดังนั้น $a^y \equiv 10^{3k} \equiv (-1)^k \equiv 1, -1 \equiv 1, 12 \pmod{13}$

ถ้า $r = 1$ ดังนั้น $a^y \equiv 10^{3k+1} \equiv 10(-1)^k \equiv 3, 10 \pmod{13}$

ถ้า $r = 2$ ดังนั้น $a^y \equiv 10^{3k+2} \equiv 100(-1)^k \equiv 4, 9 \pmod{13}$

จากทั้ง 4 กรณี จะได้ว่า $a^y \equiv 1, 3, 4, 9, 10, 12 \pmod{13}$

ในการพิสูจน์ทฤษฎีบท 3 ทำให้ได้บทแทรกต่อไปนี้

บทแทรก 4 ให้ y เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ และ a เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $a \equiv 3, 4, 9, 10 \pmod{13}$ จะได้ว่า ถ้า $a^y \equiv 1, 12 \pmod{13}$ แล้วจะมีจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ k ซึ่งทำให้ $y = 3k$

นอกจากทฤษฎีบทที่กล่าวมาข้างต้นแล้ว อีกหนึ่งทฤษฎีบทที่จะกล่าวต่อไปนี้เป็นทฤษฎีบทที่มีบทบาทสำคัญในการศึกษาหาผลเฉลยของสมการไดโอแฟนไทน์ คือ ทฤษฎีบทของมิไฮเลสคู (Mihăilescu's Theorem) ซึ่งเดิมเป็นข้อคาดการณ์ของกาตาลัน (Catalan's Conjecture) และได้รับการพิสูจน์ว่าเป็นจริงโดยมิไฮเลสคู ในปี ค.ศ. 2004

ทฤษฎีบท 5 (ทฤษฎีบทของมิไฮเลสคู) (Mihăilescu, 2004) สมการไดโอแฟนไทน์ $a^x - b^y = 1$ เมื่อ a, b, x และ y เป็นจำนวนเต็มที่มากกว่า 1 มีผลเฉลยเพียงผลเฉลยเดียว คือ $(a, b, x, y) = (3, 2, 2, 3)$

ผลการวิจัย

หลังจากที่ได้ทบทวนความรู้พื้นฐานและพิสูจน์ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องกับสมภาค ตลอดจนได้กล่าวถึงทฤษฎีบทของมิไฮเลสคูแล้วในหัวข้อที่ผ่านมา ในหัวข้อนี้จะนำทฤษฎีบทที่กล่าวมาข้างต้นใช้ในการศึกษาหาผลเฉลยของสมการที่ (1)

ทฤษฎีบท 6 ให้ a เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $a \equiv 3, 4, 9, 10 \pmod{13}$ จะได้ว่า ถ้าสมการที่ (1) มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ แล้ว $x = 0$ และ $y = 1$

พิสูจน์ ให้ x, y, z เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบและเป็นผลเฉลยของสมการที่ (1) สมมติว่า $x > 0$ ดังนั้น $13^x \equiv 0 \pmod{13}$ และจากสมการที่ (1) จะได้ว่า $a^y \equiv z^3 \pmod{13}$ ดังนั้นจากทฤษฎีบท 2 และ 3 จะได้ว่า $a^y \equiv 1, 12 \pmod{13}$ และจากบทแทรก 4 จะได้ว่ามีจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ k ซึ่งทำให้ $y = 3k$ ดังนั้นจากสมการที่ (1) จะได้ว่า $13^x = z^3 - a^{3k} = (z - a^k)(z^2 + z \cdot a^k + a^{2k})$ และเนื่องจาก 13 เป็นจำนวนเฉพาะ ดังนั้นจะมีจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ u ซึ่งทำให้

$$z - a^k = 13^u \quad (2)$$

และ

$$z^2 + z \cdot a^k + a^{2k} = 13^{x-u} \quad (3)$$

จากสมการที่ (2) และ (3) จะได้ว่า $(a^k + 13^u)^2 + (a^k + 13^u)a^k + a^{2k} = 13^{x-u}$ ทำให้ได้ว่า

$$13^{2u} + 3 \cdot 13^u \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} = 13^{x-u} \quad (4)$$

เนื่องจาก $a \equiv 3, 4, 9, 10 \pmod{13}$ และทฤษฎีบท 3 จะได้ว่า $a^k \equiv 1, 3, 4, 9, 10, 12 \pmod{13}$

กรณีที่ 1 $u = 0$ จากสมการที่ (4) จะได้ว่า

$$1 + 3 \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} = 13^x \quad (5)$$

ถ้า $a^k \equiv 1 \pmod{13}$ ดังนั้น $1 + 3 \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} \equiv 1 + 3 \cdot 1 + 3 \cdot 1^2 \equiv 7 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 3 \pmod{13}$ ดังนั้น $1 + 3 \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} \equiv 1 + 3 \cdot 3 + 3 \cdot 3^2 \equiv 37 \equiv 11 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 4 \pmod{13}$ ดังนั้น $1 + 3 \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} \equiv 1 + 3 \cdot 4 + 3 \cdot 4^2 \equiv 61 \equiv 9 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 9 \pmod{13}$ ดังนั้น $1 + 3 \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} \equiv 1 + 3 \cdot 9 + 3 \cdot 9^2 \equiv 271 \equiv 11 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 10 \pmod{13}$ ดังนั้น $1 + 3 \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} \equiv 1 + 3 \cdot 10 + 3 \cdot 10^2 \equiv 331 \equiv 6 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 12 \pmod{13}$ ดังนั้น $1 + 3 \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} \equiv 1 + 3 \cdot 12 + 3 \cdot 12^2 \equiv 469 \equiv 1 \pmod{13}$

เพราะฉะนั้น $1 + 3 \cdot a^k + 3 \cdot a^{2k} \equiv 1, 6, 7, 9, 11 \pmod{13}$ และจากสมการที่ (5) จะได้ว่า $13^x \equiv 1, 6, 7, 9, 11 \pmod{13}$ ซึ่งขัดแย้งกับที่ $13^x \equiv 0 \pmod{13}$ ดังนั้น กรณี $u = 0$ เป็นไปไม่ได้

กรณีที่ 2 $u > 0$ จากสมการที่ (4) จะได้ว่า $3 \cdot a^{2k} \equiv 0 \pmod{13}$ ซึ่งเป็นไปไม่ได้ เพราะ

ถ้า $a^k \equiv 1 \pmod{13}$ ดังนั้น $3 \cdot a^{2k} \equiv 3 \cdot 1^2 \equiv 3 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 3 \pmod{13}$ ดังนั้น $3 \cdot a^{2k} \equiv 3 \cdot 3^2 \equiv 27 \equiv 1 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 4 \pmod{13}$ ดังนั้น $3 \cdot a^{2k} \equiv 3 \cdot 4^2 \equiv 48 \equiv 9 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 9 \pmod{13}$ ดังนั้น $3 \cdot a^{2k} \equiv 3 \cdot 9^2 \equiv 243 \equiv 9 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 10 \pmod{13}$ ดังนั้น $3 \cdot a^{2k} \equiv 3 \cdot 10^2 \equiv 300 \equiv 1 \pmod{13}$

ถ้า $a^k \equiv 12 \pmod{13}$ ดังนั้น $3 \cdot a^{2k} \equiv 3 \cdot 12^2 \equiv 432 \equiv 3 \pmod{13}$

ดังนั้น กรณี $u > 0$ เป็นไปไม่ได้ เพราะฉะนั้น $x = 0$ และจากสมการที่ (1) จะได้ว่า

$$z^3 - a^y = 1 \quad (6)$$

เนื่องจาก a เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $a \equiv 3, 4, 9, 10 \pmod{13}$ ดังนั้น $a > 1$ และจากสมการที่ (6) จะเห็นได้ว่า $z^3 = a^y + 1 > 1$ ดังนั้น $z > 1$ สมมติว่า $y > 1$ และจากทฤษฎีบท 5 จะได้ว่ามีผลเฉลย $(z, a, 3, y)$ อื่นนอกเหนือจาก $(3, 2, 2, 3)$ ซึ่งเป็นไปไม่ได้ ทำให้ได้ว่า $y = 0$ หรือ 1 สมมติว่า $y = 0$ จากสมการที่ (6) จะได้ว่า $z^3 = 2$ ซึ่งเป็นไปไม่ได้ เนื่องจาก z เป็นจำนวนเต็ม เพราะฉะนั้น $y = 1$

ทฤษฎีบท 7 ให้ a เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $a \equiv 3, 9, 10 \pmod{13}$ จะได้ว่า สมการที่ (1) ไม่มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ

พิสูจน์ สมมติว่ามีจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ x, y, z และเป็นผลเฉลยของสมการที่ (1) จากทฤษฎีบท 6 จะได้ว่า $x = 0$ และ $y = 1$ ดังนั้น

$$z^3 = a + 1 \quad (7)$$

เนื่องจาก $a \equiv 3, 9, 10 \pmod{13}$ ดังนั้นจากสมการที่ (7) จะได้ว่า $z^3 \equiv 4, 10, 11 \pmod{13}$ ซึ่งเกิดข้อขัดแย้งกับทฤษฎีบท 2

ทฤษฎีบท 8 ให้ a เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $a \equiv 4 \pmod{13}$ จะได้ว่า สมการที่ (1) มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ คือ $(x, y, z) = (0, 1, \sqrt[3]{a+1})$ เมื่อ $\sqrt[3]{a+1}$ เป็นจำนวนเต็ม

พิสูจน์ ให้ x, y และ z เป็นจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบและเป็นผลเฉลยของสมการที่ (1) เนื่องจาก $a \equiv 4 \pmod{13}$ และทฤษฎีบท 6 จะได้ว่า $x=0$ และ $y=1$ ดังนั้นจากสมการที่ (1) จะได้ว่า $z^3 = a+1$ หรือ $z = \sqrt[3]{a+1}$ นั่นคือ $(x, y, z) = (0, 1, \sqrt[3]{a+1})$ เมื่อ $\sqrt[3]{a+1}$ เป็นจำนวนเต็ม

บทแทรก 9 สมการไดโอแฟนไทน์ $13^x + 342^y = z^3$ มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ คือ $(x, y, z) = (0, 1, 7)$

พิสูจน์ เนื่องจาก $342 \equiv 4 \pmod{13}$ และ $\sqrt[3]{342+1} = 7$ ดังนั้นจากทฤษฎีบท 8 จะได้ว่า $(x, y, z) = (0, 1, 7)$

บทแทรก 10 สมการไดโอแฟนไทน์ $13^x + 511^y = z^3$ มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ คือ $(x, y, z) = (0, 1, 8)$

พิสูจน์ เนื่องจาก $511 \equiv 4 \pmod{13}$ และ $\sqrt[3]{511+1} = 8$ ดังนั้นจากทฤษฎีบท 8 จะได้ว่า $(x, y, z) = (0, 1, 8)$

บทแทรก 11 สมการไดโอแฟนไทน์ $13^x + 17^y = z^3$ ไม่มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ

พิสูจน์ จาก $17 \equiv 4 \pmod{13}$ แต่ $\sqrt[3]{17+1}$ ไม่เป็นจำนวนเต็ม ดังนั้นจากทฤษฎีบท 8 จะได้ว่า สมการไดโอแฟนไทน์ $13^x + 17^y = z^3$ ไม่มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ

บทแทรก 12 ให้ a เป็นจำนวนเต็มบวก โดยที่ $a \equiv 4 \pmod{13}$ จะได้ว่า ถ้า $a = p^n$ เมื่อ p เป็นจำนวนเฉพาะ และ n เป็นจำนวนเต็มบวก แล้ว สมการที่ (1) ไม่มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ

พิสูจน์ สมมติว่ามีจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ x, y, z ที่เป็นผลเฉลยของสมการที่ (1) และจากทฤษฎีบท 8 จะได้ว่า $z^3 = a+1 = p^n+1$ ดังนั้น $p^n = z^3 - 1 = (z-1)(z^2 + z + 1)$ เนื่องจาก p เป็นจำนวนเฉพาะ ดังนั้นจะมีจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ v ซึ่งทำให้

$$z-1 = p^v \quad (8)$$

และ

$$z^2 + z + 1 = p^{n-v} \quad (9)$$

จากสมการที่ (8) และ (9) จะได้ว่า $(1+p^v)^2 + (1+p^v) + 1 = p^{n-v}$ ทำให้ได้ว่า

$$p^{2v} + 3 \cdot p^v + 3 = p^{n-v} \quad (10)$$

กรณีที่ 1 $v=0$ จากสมการที่ (10) จะได้ตั้งสมการที่ (11)

$$1+3+3 = p^n \quad (11)$$

ดังนั้น $a \equiv 7 \pmod{13}$ ซึ่งเป็นไปไม่ได้ เนื่องจาก $a \equiv 4 \pmod{13}$

กรณีที่ 2 $v > 0$ จากสมการที่ (10) จะได้ว่า $p|3$ และจาก p เป็นจำนวนเฉพาะ ดังนั้น $p=3$ และจากการพิสูจน์ทฤษฎีบท 3 (กรณีที่ 1) ได้ว่า $3^n \equiv 1, 3, 9 \pmod{13}$ เพราะฉะนั้น $a \equiv 1, 3, 9 \pmod{13}$ ซึ่งเป็นไปไม่ได้ เนื่องจาก $a \equiv 4 \pmod{13}$

สรุปผลและการอภิปรายผล

จากการวิจัยข้างต้นพบว่า สมการไดโอแฟนไทน์ $13^x + a^y = z^3$ ไม่มีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ เมื่อ a เป็นจำนวนเต็มบวก และ $a \equiv 3, 9, 10 \pmod{13}$ หรือ $a \equiv 4 \pmod{13}$ โดยที่ $a = p^n$ เมื่อ p เป็นจำนวนเฉพาะ และ n เป็นจำนวนเต็มบวก นอกจากนี้ ถ้า $a \equiv 4 \pmod{13}$ แล้ว สมการดังกล่าวมีผลเฉลยจำนวนเต็มที่ไม่เป็นลบ คือ $(x, y, z) = (0, 1, \sqrt[3]{a+1})$ เมื่อ $\sqrt[3]{a+1}$ เป็นจำนวนเต็ม

ในการวิจัยครั้งนี้จะเห็นได้ว่ายังศึกษาผลเฉลยของสมการดังกล่าวไม่ครบทุกกรณี ยกตัวอย่างเช่น กรณีที่ $a \equiv 0 \pmod{13}$ หรือ กรณีที่ $a \equiv 1 \pmod{13}$ เป็นต้น ดังนั้นจึงยังคงเป็นสิ่งที่น่าสนใจในการศึกษาค้นคว้าต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับทุนวิจัยจากมหาวิทยาลัยราชภัฏเทพสตรี และผู้วิจัยขอขอบคุณ สถาบันวิจัยและพัฒนา และคณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี ที่ให้การสนับสนุนการทำวิจัยในครั้งนี้

References

- Burshtein, N. (2017). All the Solutions of the Diophantine Equation $p^3 + q^2 = z^3$. *Annals of Pure and Applied Mathematics*, 14(2), 207-211. <http://dx.doi.org/10.22457/apam.v14n2a1>
- Burshtein, N. (2018). The Infinitude of Solutions to the Diophantine Equation $p^3 + q = z^3$ when p, q are Primes. *Annals of Pure and Applied Mathematics*, 17(1), 135-136. <http://dx.doi.org/10.22457/apam.v17n1a15>
- Burshtein, N. (2020). On Solutions to the Diophantine Equations $p^x + q^y = z^3$ when $p \geq 2$, q are Primes and $1 \leq x, y \leq 2$ are Integers. *Annals of Pure and Applied Mathematics*, 22(1), 13-19. <http://dx.doi.org/10.22457/apam.v22n1a03679>
- Burshtein, N. (2021). All the Solutions of the Diophantine Equation $p^3 + q^y = z^3$ with Distinct Odd Primes p, q when $y > 3$. *Journal of Mathematics and Informatics*, 20(1), 1-4. <http://dx.doi.org/10.22457/jmi.v20a01188>
- Mihăilescu, P. (2004). Primary Cyclotomic Units and a Proof of Catalan's Conjecture. *Journal für die Reine und Angewandte Mathematik*, 2004(572), 167-195. <http://dx.doi.org/10.1515/crll.2004.048>
- Mina, R.J.S. and Bacani, J.B. (2022). On a Diophantine Equation of Type $p^x + q^y = z^3$. *Konuralp Journal of Mathematics*, 10(1), 55-58.
- Niven, I., Zuckerman, H.S. and Montgomery, H.L. (1991). *An Introduction to the Theory of Numbers* (5thed). New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Tadee, S. (2023). The Diophantine Equations $8^x + p^y = z^3$ and $8^x - p^y = z^3$. *Science and Technology Nakhon Sawan Rajabhat University Journal*, 15(21), 98-106.
- Tadee, S. (2024). On the Diophantine Equation $3^x + n^y = z^3$. *Rattanakosin Journal of Science and Technology*, 6(2), 79-84. <https://ph02.tci-thaijo.org/index.php/RJST/article/view/251748>

การวิเคราะห์แบบจำลองการเสริมกำลังต้านทานแผ่นดินไหวของโครงอาคารคอนกรีตเสริมเหล็กด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสโดยใช้การขยายหน้าตัดเสา

Simulation Analysis of the Reinforced Earthquake Resistance of RC Building Structure Model with Glass Fiber Reinforced Polymer Using Column Section Enlargement

พิเชษฐ์ เกษศรี¹ อนุชาติ ลีอนันต์ศักดิ์ศิริ^{1*} ศักดิ์ชัย ศรีจันทร์ดำ² และรังษิ นันทสาร¹

Pichet Ketsri¹ Anuchat Leeanansaksiri^{1*} Sakchai Srichandum² and Rangsi Nanthasan¹

Received: September 18, 2024; Revised: October 31, 2024; Accepted: October 31, 2024

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาแบบจำลองการเสริมกำลังต้านทานแผ่นดินไหวของโครงอาคารคอนกรีตเสริมเหล็กด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสโดยใช้การขยายหน้าตัดเสา อาคารที่ใช้ในการศึกษาเป็นอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กสูง 4 ชั้น สังกัดกระทรวงศึกษาธิการ ซึ่งไม่ได้ออกแบบเพื่อรับกำลังต้านทานแรงแผ่นดินไหว โดยอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็ก ได้ทำการจำลองพฤติกรรมของอาคารก่อนเสริมกำลังและหลังเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสเปรียบเทียบกับเหล็กข้ออ้อย เพื่อประเมินสมรรถนะของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กโดยใช้วิธีสถิตศาสตร์ไม่เป็นเชิงเส้น (Nonlinear Static) จากผลการศึกษาพบว่าระดับสมรรถนะของโครงสร้างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (Bare Frame) เกิดการวิบัติที่จุดหมุนพลาสติกที่เสาคอนกรีตเสริมเหล็กบริเวณชั้น 2 ถึงชั้น 4 ของอาคารเรียน ซึ่งมีพฤติกรรมคานแข็งเสาอ่อน และมีค่าอัตราส่วนระหว่างแรงภายในที่เกิดขึ้นต่อกำลังต้านทานที่รับได้ของชิ้นส่วน (Demand-Capacity Ratio) มากกว่า 1 ซึ่งไม่สามารถรับกำลังต้านทานแผ่นดินไหวได้ แต่เมื่อเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส และเหล็กข้ออ้อย ทำให้อาคารเรียนมีความสามารถรับกำลังได้เพิ่มขึ้น 1.75 และ 1.73 เท่า ตามลำดับ เมื่อเปรียบเทียบกับอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (BF) และมีค่า (DCR) ของการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส และเสริมด้วยเหล็กข้ออ้อยมีค่าต่ำกว่า 1 ดังนั้นการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสจึงเป็นทางเลือกที่สามารถใช้ในการทดแทนเหล็กข้ออ้อย ในการรับกำลังต้านทานแผ่นดินไหวได้อย่างมีประสิทธิภาพ

คำสำคัญ : วัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส; กำลังต้านทานแรงแผ่นดินไหว; วิธีสถิตศาสตร์ไม่เป็นเชิงเส้น

¹ คณะวิศวกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

² คณะครุศาสตร์อุตสาหกรรม มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน วิทยาเขตขอนแก่น

¹ Faculty of Engineering, Northeastern University, Khonkaen

² Faculty of Technical Education, Rajamangala University of Technology Isan Khonkaen campus

* Corresponding Author, Tel. 08 8508 9985, E - mail: anuchat.lee@neu.ac.th

Abstract

This research aimed to study earthquake resistance model of reinforced concrete building structure strengthened with Glass Fiber Reinforced Polymer (GFRP) by using column section enlargement. The building used in the study was a 4-storey reinforced concrete school building under the Ministry of Education, which was not designed to earthquake resistance. The behavior of the reinforced concrete school building was simulated before and after strengthening with GFRP compared with deformed bars to evaluate capacity of reinforced concrete structure using Nonlinear Static. The study results were found that the capacity level of bare reinforced concrete school building frame (BF) caused failure at the plastic hinge point of reinforced concrete columns on the 2nd to 4th floors of school building, which had behavior of strong beams and weak columns and had more Demand-Capacity Ratio (DCR) value than 1, which could not earthquake resistance. However, when the school building was strengthened with GFRP and deformed bars, it had a capacity to resist at 1.75 and 1.73 times, respectively, comparing to bare reinforced concrete school building frame (BF), and having Demand-Capacity Ratio (DCR) value of reinforcement with GFRP and reinforced with deformed bars with lower value than 1. Therefore, the reinforcement with GFRP was an alternative that could be used to replace deformed bars in earthquake resistance effectively.

Keywords: Glass Fiber Reinforced Polymer; Earthquake Resistance; Pushover Analysis

บทนำ

จากอดีตจนถึงปัจจุบันแผ่นดินไหวเป็นภัยพิบัติทางธรรมชาติบางพื้นที่ของประเทศไทยยังมีความเสี่ยงต่อภัยแผ่นดินไหวที่รุนแรง ซึ่งพร้อมจะสร้างความสูญเสียต่อชีวิตและทรัพย์สินของประชาชนได้ถึงแม้ว่าได้กำหนดกฎ ระเบียบ เกี่ยวกับการก่อสร้างอาคารในพื้นที่เสี่ยงภัยแผ่นดินไหวไว้แล้วก็ตาม แต่ข้อกำหนดเหล่านั้นส่วนใหญ่มุ่งเน้นในเรื่องเกี่ยวกับการก่อสร้างอาคารขึ้นใหม่ มิได้มีบทบังคับย้อนหลังไปถึง อาคารที่มีอยู่เดิมให้ต้องประเมินและเสริมความมั่นคงแข็งแรงให้ต้านทานแรงสั่นสะเทือนจากแผ่นดินไหวได้ ซึ่งหากอาคารที่มีอยู่เดิมเหล่านั้นไม่ได้รับการออกแบบและคำนวณให้สามารถต้านทานแรงสั่นสะเทือนจากแผ่นดินไหวก็อาจเสียหายหรือไม่สามารถใช้งานได้เมื่อมีแผ่นดินไหวขนาดรุนแรงเกิดขึ้น ยกตัวอย่างเมื่อวันที่ 5 พฤษภาคม 2557 เวลา 18.08 น. ตามเวลาของประเทศไทยได้เกิดเหตุการณ์แผ่นดินไหวคำนวณศูนย์กลางในเบื้องต้นพบว่ามีจุดศูนย์กลางอยู่บริเวณตำบลทรายขาว อำเภอยะรัง จังหวัดเชียงราย ละติจูด 19.685°N ลองจิจูด 99.687°E ขนาดแผ่นดินไหว 6.3 ความลึก 7 กิโลเมตร ความรุนแรงระดับ VIII ตามมาตราเมอร์คัลลี จากเหตุการณ์ครั้งนี้มีผู้เสียชีวิต 1 คนที่จังหวัดเชียงราย บาดเจ็บมากกว่า 100 คน พบความเสียหายเกิดขึ้นแก่บ้านเรือนและสิ่งปลูกสร้างเป็นจำนวนมากและเป็นบริเวณกว้าง มีผลกระทบถึง 7 จังหวัด และการเกิดแผ่นดินไหวในครั้งนี้ทำให้เกิดแผ่นดินไหวตาม (Aftershock) ไม่น้อยกว่า 700 ครั้ง สร้างความเสียหายต่ออาคาร โบราณสถาน สถานที่ราชการ สาธารณูปโภค และบ้านเรือนของประชาชนเป็นจำนวนมากกระจายตัวหลายบริเวณ ในเขตอำเภอแม่ลาว อำเภอพาน อำเภอแม่สรวย อำเภอเมือง จังหวัดเชียงราย ครอบคลุมพื้นที่เป็นบริเวณกว้างตลอดแนวรอยเลื่อนพะเยา (Meteorological Department, 2023)

ผลการวิจัยที่ผ่านมา Worasuk and Lapying (2014) ได้ศึกษากำลังต้านทานแรงแผ่นดินไหวของอาคารโดยการวิเคราะห์วิธีสถิตไม่เชิงเส้นเปรียบเทียบกับวิธีพลศาสตร์ไม่เชิงเส้นจากการศึกษาพบว่า การเคลื่อนที่ของอาคารที่วิเคราะห์ด้วยวิธีสถิตไม่เชิงเส้นมีค่ามากกว่าการเคลื่อนที่ที่วิเคราะห์ด้วยวิธีพลศาสตร์ไม่เชิงเส้นซึ่งให้ค่าตามจริงรวมถึงงานวิจัยของ Wattanakornkeaw et al. (2017) ได้ศึกษาการประเมินและเสริมกำลังอาคารคอนกรีตเสริมเหล็ก

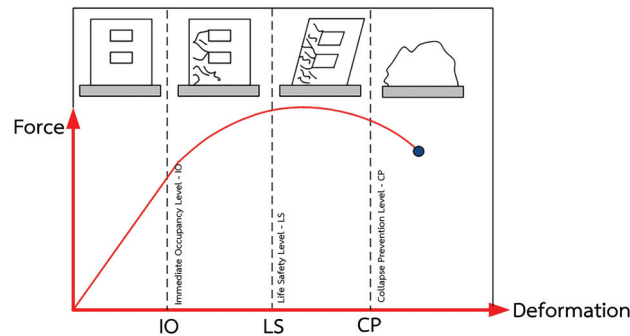
เพื่อดำเนินงานแรงแผ่นดินไหว แรงแผ่นดินไหวที่มีผลต่ออาคารคอนกรีตเสริมเหล็กเดิมที่ถูกสร้างขึ้นก่อนที่กฎกระทรวงจะออกมาบังคับใช้และตั้งอยู่ในพื้นที่เสี่ยงภัยจากแรงแผ่นดินไหว โดยเลือกใช้อาคารคอนกรีตเสริมเหล็กระบบเสาแกน 2 ชั้น เป็นกรณีศึกษา สำหรับการวิเคราะห์โครงสร้างอาคาร กำลังของชิ้นส่วนในรูปของกำลังรับแรงตามแนวแกนร่วมกับโมเมนต์ดัดกระทำทั้งสองแกน (P-M-M Diagram) ผลการศึกษาชี้ให้เห็นว่าเนื่องจากอาคารที่ศึกษาเป็นอาคารเก่าที่ไม่ได้ออกแบบไว้ให้รับแรงแผ่นดินไหว จะให้ค่า Demand-Capacity Ratio ทั้งของโครงสร้างเสาและแกนส่วนใหญ่จะมากกว่า 1 แสดงถึงการไม่สามารถต้านทานแรงแผ่นดินไหวของอาคารเดิมได้เมื่อพิจารณาออกแบบแล้วได้เลือกเสริมกำลังอาคารโดยวิธีการพอกด้วยคอนกรีตเสริมเหล็กทั้งเสา และแกนตามมาตรฐานการประเมินและการเสริมความมั่นคงแข็งแรงของโครงสร้างอาคาร รับแรงสั่นสะเทือนของแผ่นดินไหว (มยพ. 1303-57) (Department of Public Works and Town & Country Planning Ministry of Interior, 2014) ผลการศึกษาพบว่าความสามารถต้านทานแรงแผ่นดินไหวของอาคารคอนกรีตเสริมเหล็กที่ได้ทำการเสริมกำลังด้วยวิธีพอกเสามีความสามารถรับกำลังต้านทานแผ่นดินไหวได้เพิ่มขึ้น สำหรับผลงานวิจัยในต่างประเทศได้มีการศึกษาค้นคว้าเกี่ยวกับงานวิจัยโดยงานวิจัยของ Hasan (2016) เป็นอาคารคอนกรีตเสริมเหล็ก 2 ชั้น และ 3 ชั้นเสริมกำลังโครงสร้างด้วยอุปกรณ์สลายพลังงานซึ่งทางเลือกนี้ถือว่ามีประสิทธิภาพมากที่สุดเนื่องจากไม่มีผลกระทบต่อโครงสร้างอาคาร และสามารถซ่อมแซมหรือเปลี่ยนได้ง่ายหลังจากเกิดแผ่นดินไหว โดยได้ทำการวิเคราะห์ด้วยวิธีสถิตไม่เชิงเส้นและวิธีพลศาสตร์ไม่เชิงเส้นโดยใช้คลื่นแผ่นดินไหว และยังมีงานวิจัยเทคนิคการเสริมกำลังการใช้โพลีเมอร์เสริมกำลัง (Aravind et al., 2013; Dong et al., 2013) ของเสาคอนกรีตเสริมเหล็กหลังจากอาคารได้รับผลกระทบแรงแผ่นดินไหว ผลการศึกษาพบว่าการเสริมกำลังด้วยวัสดุจำพวกโพลีเมอร์ เสริมกำลังให้กำลังต้านทานของเสาคอนกรีตเสริมเหล็กเพิ่มขึ้นแต่ด้านราคายังมีราคาสูงสำหรับตัววัสดุเสริมกำลังจำพวกโพลีเมอร์ ต่อมาในปี ค.ศ. 2023 มีการวิจัยศึกษาการเสริมกำลังเสาคอนกรีตเสริมเหล็กด้วยคาร์บอนไฟเบอร์เสริมโพลีเมอร์ เป็นงานวิจัยของ Rehman et al. (2024) และ Moretti (2023) จากการศึกษาพบว่าการเสริมกำลังด้วยคาร์บอนไฟเบอร์เสริมโพลีเมอร์ด้วยการพันรอบเสา มีความสามารถเพิ่มกำลังให้กับเสาคอนกรีตได้อย่างมีประสิทธิภาพ

ดังนั้นผู้วิจัยจึงตระหนักถึงความสามารถของอาคารในการต้านทานแรงแผ่นดินไหว ซึ่งรูปแบบการเสริมกำลังที่ดีต้องสามารถลดการเสีรฐระหว่างชั้นได้สิ่งสำคัญคือ การคัดเลือกวิธีการเสริมกำลังที่เหมาะสมกับอาคารมากที่สุด ไม่อาจพิจารณาเพียงเทคนิคทางตรงเพียงอย่างเดียวควรพิจารณาปัจจัยอื่นที่เกี่ยวข้อง เช่น ราคาค่าต้นทุน ระยะเวลา ประสิทธิภาพของโครงสร้างเดิม ผลกระทบต่อด้านสถาปัตยกรรม ผลกระทบต่อการใช้ประโยชน์และอื่น ๆ สิ่งเหล่านี้มีความเกี่ยวข้องสัมพันธ์กัน จากการศึกษาในอดีตพบว่าวิธีการที่เหมาะสมในการศึกษาเรื่องการเสริมกำลังอาคารคอนกรีตเสริมเหล็กเพื่อดำเนินงานแรงแผ่นดินไหวสำหรับอาคารเขตภาคเหนือของประเทศไทย มีหลากหลายวิธี ซึ่งวิธีที่น่าสนใจและมีการศึกษาวิจัยในประเทศไทยปริมาณน้อย ได้แก่ การเสริมกำลังด้วยวิธีการขยายหน้าตัดเสา โดยใช้วัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสในการเสริมแทนเหล็ก ด้วยคุณสมบัติที่โดดเด่น คือ ไม่เป็นสนิม ไม่เป็นตัวนำไฟฟ้า รับแรงได้สูง และน้ำหนักเบา มีอัตราส่วนกำลังรับแรงต่อน้ำหนักสูงเหมาะในการติดตั้งและใช้งาน รวมถึงการขยายผลการศึกษาและนำไปประยุกต์ใช้ในงานก่อสร้างต่อไปได้

ทฤษฎีที่ใช้ในการศึกษา

การตรวจสอบประเมินและเสริมความมั่นคงแข็งแรง ให้กับโครงสร้างของอาคารเพื่อให้สามารถต้านทานแรงสั่นสะเทือนของแผ่นดินไหว

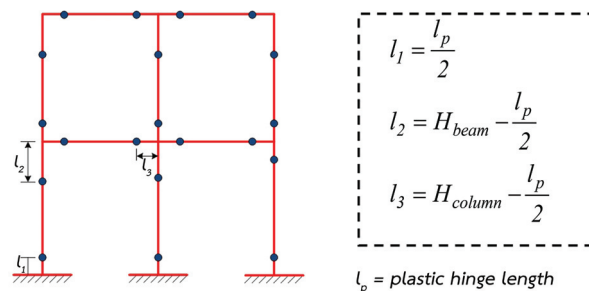
เป้าหมายระดับสมรรถนะของอาคารและระดับความรุนแรงของแผ่นดินไหวการกำหนดเป้าหมายระดับสมรรถนะเป็นขั้นตอนแรกของกระบวนการเสริมความมั่นคงแข็งแรงให้กับอาคารซึ่งผู้ออกแบบและเจ้าของอาคารต้องมีข้อตกลงร่วมกันทั้งนี้การเสริมความมั่นคงแข็งแรงให้กับอาคารจะกระทำขึ้นเพื่อแก้ไขโครงสร้างอาคารให้มีความแข็งแรงเป็นไปตามเป้าหมายและวัตถุประสงค์ที่กำหนดได้ สำหรับการเสริมความมั่นคงแข็งแรงให้กับโครงสร้างอาคารเพื่อบรรลุวัตถุประสงค์ในการต้านทานแรงแผ่นดินไหวนั้น มยพ. 1303-57 (Department of Public Works and Town & Country Planning Ministry of Interior, 2014) ได้จำแนกระดับสมรรถนะของอาคารไว้ 4 ระดับ ได้แก่ ระดับอาคารปฏิบัติงานได้ (Operational Level - OP) ระดับเข้าใช้อาคารได้ทันที (Immediate Occupancy Level - IO) ระดับปลอดภัยต่อชีวิต (Life Safety Level - LS) และระดับป้องกันการพังทลาย (Collapse Prevention Level - CP) ดังรูปที่ 1



รูปที่ 1 การระบุสมรรถนะของอาคารตามความสัมพันธ์ระหว่างแรงกระทำกับการเสียรูป

วิธีสถิติศาสตร์ไม่เป็นเชิงเส้น (Pushover Analysis)

การประเมินสมรรถภาพโครงสร้างสำหรับแรงแผ่นดินไหวนั้นมีมากมายหลายวิธี โดยการวิเคราะห์ด้วยวิธีสถิติศาสตร์ไม่เป็นเชิงเส้น (Pushover Analysis) เป็นการจำลองพฤติกรรมไม่เชิงเส้นของชิ้นส่วนเสาและคานโดยหลักการรวมผลพลาสติก (Lumped Plasticity) โดยกำหนดตำแหน่งของจุดหมุนพลาสติกที่ปลายทั้งสองของเสาและคาน ดังรูปที่ 2 พฤติกรรมของจุดหมุนพลาสติก (Plastic Hinge) ในรูปของความสัมพันธ์โมเมนต์ตัดและมุมหมุนได้ถูกกำหนดโดยอ้างอิงมาตรฐาน ASCE41-13 (American Society of Civil Engineers, 2013)



รูปที่ 2 การกำหนดตำแหน่งของจุดหมุนพลาสติกในโครงข้อแข็ง

วิธีดำเนินการศึกษา

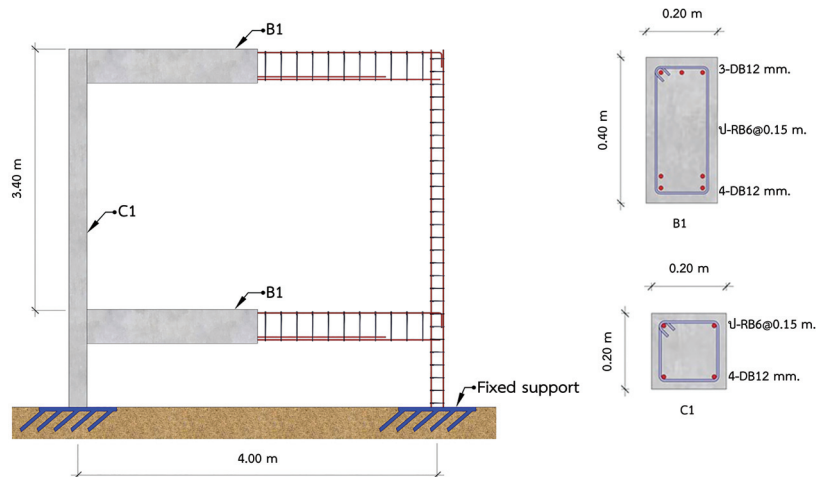
1. ขั้นตอนการทดสอบคุณสมบัติพื้นฐานของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสและเหล็กข้ออ้อยเสริมคอนกรีต

ในขั้นตอนนี้ได้ทำการทดสอบคุณสมบัติพื้นฐานของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส และเหล็กเส้นข้ออ้อยเสริมคอนกรีต เพื่อให้ได้ค่าโมดูลัสยืดหยุ่น (E) ค่ากำลังดึงที่จุดคราก (Fy) ค่ากำลังดึงประลัย (Fu) และอัตราส่วนปัวซอง (μ) ซึ่งเป็นคุณสมบัติเบื้องต้นของวัสดุในการนำไปใส่ค่าคุณสมบัติในโปรแกรม ETAB2020 โดยงานวิจัยนี้ใช้วัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส และเหล็กข้ออ้อย กำหนดใช้ขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 12 มิลลิเมตร สำหรับการเตรียมตัวอย่างทดสอบของวัสดุ GFRP ต้องทำการเตรียมโดยใช้เหล็กรูปพรรณชนิดแปดกลมดำขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 2 นิ้ว ทำการกรอกด้วยมอร์ตาร์กำลังสูงที่ปลายทั้ง 2 ด้าน หลังจากนั้นทิ้งตัวอย่างไว้ 14 วันรอการตั้งทดสอบโดยได้ทำการทดสอบตามมาตรฐาน ASTM D 7205 (American Society for Testing and Materials, 2006)

2. ขั้นตอนการประเมินระดับสมรรถนะของอาคารคอนกรีตเสริมเหล็ก 1 ช่วงเสา (One Bay Frame)

ในขั้นตอนนี้จะใช้คุณสมบัติพื้นฐานที่ได้ทำการทดสอบ โดยกำลังรับแรงดึงของเหล็กข้ออ้อย (DB) ขนาด 12 และเหล็กกลม (RB) ขนาด 6 มิลลิเมตร มีค่ากำลังที่จุดครากเท่ากับ 5,650 และ 2,460 กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร สำหรับกำลังรับแรงดึงของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) มีค่ากำลังที่จุดครากเท่ากับ 5,140 กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร มาจำลองพฤติกรรมของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็ก โดยการพิจารณาเลือกจำลองอาคารที่มีพฤติกรรมคานแข็งเสาอ่อน ด้วยการพิจารณาแบบก่อสร้างหลายรูปแบบ เช่น แบบอาคารพาณิชย์ แบบบ้านชั้นเดียว แบบบ้านสองชั้น แบบหอพัก เป็นต้น

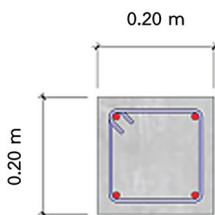
ซึ่งจากการพิจารณาแบบมีขนาดของโครงข้อแข็งมีขนาดความกว้าง 4.0 เมตร และความสูง 3.0 เมตร เสาคอนกรีตเสริมเหล็กมีขนาดหน้าตัดเท่ากับ 0.20×0.20 เมตร ซึ่งมีอัตราส่วนของการเสริมเหล็กเท่ากับ 1.13 % คานคอนกรีตเสริมเหล็กมีขนาดหน้าตัดเท่ากับ 0.20×0.40 เมตร ซึ่งมีอัตราส่วนของการเสริมเหล็กเท่ากับ 1.00 % โดยพฤติกรรมดังกล่าวเป็นรูปแบบคานแข็งเสาอ่อน เพื่อใช้ในการจำลองพฤติกรรมการเสริมกำลังด้วยเทคนิคการขยายหน้าตัดเสาต่อไปดังรูปที่ 3



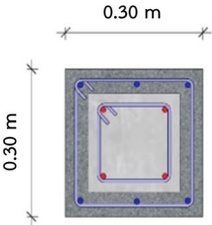
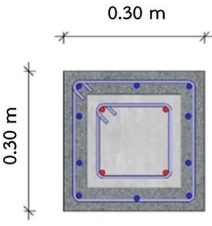
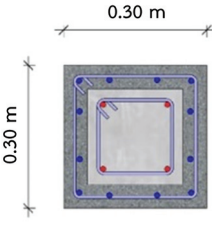
รูปที่ 3 รูปแบบโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็ก 1 ช่วงเสาที่ใช้ในการประเมินระดับสมรรถนะ

ทำการจำลองพฤติกรรมของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กก่อนเสริมกำลังและหลังเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสเปรียบเทียบกับเหล็กข้ออ้อย เพื่อประเมินสมรรถนะของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กโดยใช้วิธีสถิติศาสตร์ไม่เป็นเชิงเส้น (Pushover Analysis) ในการผลักให้โครงสร้างเกิดการวิบัติตามระดับสมรรถนะของระดับเข้าใช้อาคารได้ทันที (Immediate Occupancy Level - IO) ซึ่งจะเกิดขึ้นที่ตำแหน่งจุดหมุนพลาสติก รูปแบบการเสริมกำลังด้วยวิธีขยายหน้าตัดยึดตาม มยพ. 1303-57 (Department of Public Works and Town & Country Planning Ministry of Interior, 2014) ซึ่งในงานวิจัยได้ทำการขยายหน้าตัดจากเดิม 0.2×0.2 เมตร เป็น 0.3×0.3 เมตร โดยได้กำหนดอัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีต (ρ) อยู่ระหว่าง 0.01 - 0.04 ซึ่งอยู่ในช่วง 0.0136 ถึง 0.032 เป็นไปตามข้อกำหนดดังรูปแบบการเสริมกำลังตามตารางที่ 1 หลังจากประเมินความสามารถในด้านกำลังต้านทานแผ่นดินไหวจะทำการเลือกค่าอัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีตที่เหมาะสมด้านกำลัง นำไปใช้ในการเสริมกำลังของอาคารทั้งหลังในขั้นตอนที่ 3 ต่อไป

ตารางที่ 1 อัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีตร้อยละ 1 - 4

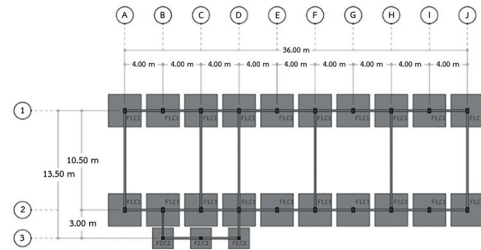
รูปแบบการขยายหน้าตัดเสา	สัญลักษณ์	พื้นที่หน้าตัดเหล็กที่เพิ่ม (Ast) หน่วย ตารางเซนติเมตร	อัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีต (ρ)
	Non 4-DB12 mm	-	0.0116

ตารางที่ 1 อัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีตร้อยละ 1 - 4 (ต่อ)

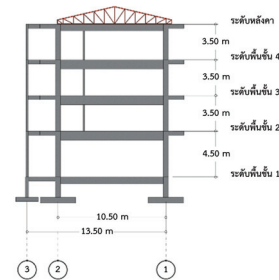
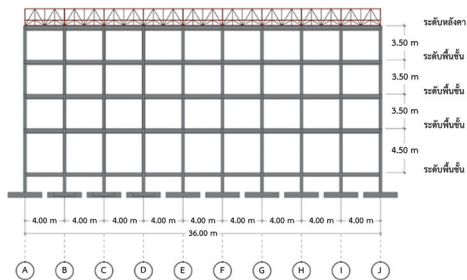
รูปแบบการขยาย หน้าตัดเสา	สัญลักษณ์	พื้นที่หน้าตัดเหล็กที่เพิ่ม (Ast) หน่วย ตารางเซนติเมตร	อัตราส่วนระหว่างพื้นที่ หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่ หน้าตัดของคอนกรีต (ρ)
	6-DB 12 mm 6-GFRP 12 mm	6.789	0.0136
	10-DB12 mm 10-GFRP 12 mm	11.314	0.0226
	14-DB12 mm 14-GFRP 12 mm	15.840	0.0320

3. ขั้นตอนการประเมินระดับสมรรถนะของโครงสร้างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็ก

รูปแบบอาคารเรียนที่ใช้ในการศึกษาเป็นอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กสูง 4 ชั้น 12 ห้องเรียน (ใต้ถุนโล่ง) รหัส สน.ศท.4/12 ปรับปรุง 2545 ซึ่งตั้งอยู่บริเวณภาคเหนือของประเทศไทยอาจได้รับผลกระทบที่กำหนดให้เป็นเขตที่มีความรุนแรงของแผ่นดินไหวระดับสูง ซึ่งโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กที่ไม่ได้มีการออกแบบเพื่อต้านทานแผ่นดินไหว ดังรูปที่ 4 อาคารตัวอย่างหลังนี้ได้ถูกการออกแบบโดยใช้วิธีหน่วยแรงใช้งาน (Working Stress Design) ตามข้อกำหนดของกฎกระทรวงฉบับที่ 6 พ.ศ. 2527 โดยอาคารมีขนาด 13.50 x 36.00 เมตร ความสูง 16.70 เมตร ภายในอาคารแต่ละชั้นมีการก่อถ้ำรอบนอกระหว่างห้องด้วยผนังอิฐมวลเบาระเบียงเรียบทาสีเพื่อใช้เป็นห้องเรียน พื้นอาคารส่วนที่เป็นห้องเรียนเป็นพื้นสำเร็จรูปชนิดท้องเรียบ รับน้ำหนักบรรทุกทุกจร 300 กิโลกรัมต่อตารางเมตร พื้นระเบียงกันสาดและพื้นห้องน้ำเป็นพื้นคอนกรีตเสริมเหล็กหล่อในที่รับน้ำหนักบรรทุกทุกจร 300 กิโลกรัมต่อตารางเมตร โครงสร้างอาคารเป็นระบบคาน-เสา คอนกรีตเสริมเหล็กเสาอาคาร และคอนกรีตมีค่ากำลังอัดประลัย 240 กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร เหล็กข้ออ้อยใช้เกรด SD30 เหล็กกลมใช้เกรด SR24 โดยมีข้อมูลทางด้านโครงสร้างของเสาดังตารางที่ 2 และตารางที่ 3



(ก) โครงสร้างอาคารเรียน 3 มิติ และแบบแปลนอาคาร



(ข) โครงสร้างด้านหน้าและด้านข้างอาคาร

รูปที่ 4 โครงสร้างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กที่ใช้ในงานวิจัย

ตารางที่ 2 ข้อมูลทางโครงสร้างของอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็ก

ชั้น	เสา	ขนาดหน้าตัด	ปริมาณเหล็กเสริม	ระยะเรียงเหล็กปลอก (เมตร)	ρ
4 - 3	C1	0.30 x 0.50	8-DB16	2 x 0.20	0.0107
2	C1	0.30 x 0.50	4-DB20 6-DB16	2 x 0.20	0.0164
ตอม่อ-ชั้นล่าง	C1	0.30 x 0.50	10-DB25	2 x 0.20	0.0327

ตารางที่ 3 ข้อมูลทางโครงสร้างของคานอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็ก

คาน	ขนาดหน้าตัด	ปริมาณเหล็กเสริม	ระยะเรียงเหล็กปลอก (เมตร)	ρ
GB1,B1	0.15 x 0.40	6-DB12	0.20	0.0113
GB1',B1'	0.20 x 0.40	6-DB12	0.15	0.0085
GB2,RB2	0.20 x 0.40	12-DB20	0.20	0.0471
GB3	0.20 x 0.40	6-DB16	0.20	0.0151
GB4	0.20 x 0.40	8-DB20	0.15	0.0314
B2	0.15 x 0.40	6-DB12	0.20	0.0113
B3	0.20 x 0.40	5-DB12	0.20	0.0071
B4',B8'	0.20 x 0.40	9-DB16	0.20	0.0226
B5	0.20 x 0.40	8-DB16	0.20	0.0201
B6	0.30 x 0.90	16-DB25	0.20	0.0291
B7	0.20 x 0.40	7-DB16	0.20	0.0176
B8	0.15 x 0.40	6-DB12	0.20	0.0113
B9	0.20 x 0.50	8-DB20	0.20	0.0251
B10	0.10 x 0.40	4-DB12	0.20	0.0113

ขั้นตอนการวิเคราะห์สมรรถนะของโครงสร้างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็ก

สำหรับการวิเคราะห์สมรรถนะของโครงสร้างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กในการศึกษาได้ใช้ค่ากำลังของคอนกรีตเท่ากับ 240 กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร วิเคราะห์อาคารเรียนด้วยแรงต้านข้างก่อนเสริมกำลังและหลังเสริมกำลัง โดยใช้ค่าอัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีต (ρ) ที่เหมาะสมจากขั้นตอนที่ 2 มาทำการประเมินสมรรถนะด้วยวิธีสถิตศาสตร์ไม่เป็นเชิงเส้น (Pushover Analysis) ในการผลักดันให้โครงสร้างเกิดการวิบัติตามระดับสมรรถนะของระดับเข้าใช้อาคารได้ทันที (Immediate Occupancy Level - IO) ซึ่งจะเกิดขึ้นที่ตำแหน่งจุดหมุนพลาสติก โดยการศึกษาจะใช้วิธีการวิเคราะห์สเปกตรัมเชิงโหมด (Response Spectrum Analysis) ในการหาค่าการเคลื่อนที่เป้าหมายของยอดอาคาร (Target Roof Displacement) ค่าความเร่งตอบสนองเชิงสเปกตรัมในการศึกษา ใช้ค่าในพื้นที่ภาคเหนือในการวิเคราะห์ โดยกำหนดใช้ที่ อำเภอแม่ลาว จังหวัดเชียงราย ซึ่งมีค่า S_s เท่ากับ 0.884 และ S_1 เท่ากับ 0.22

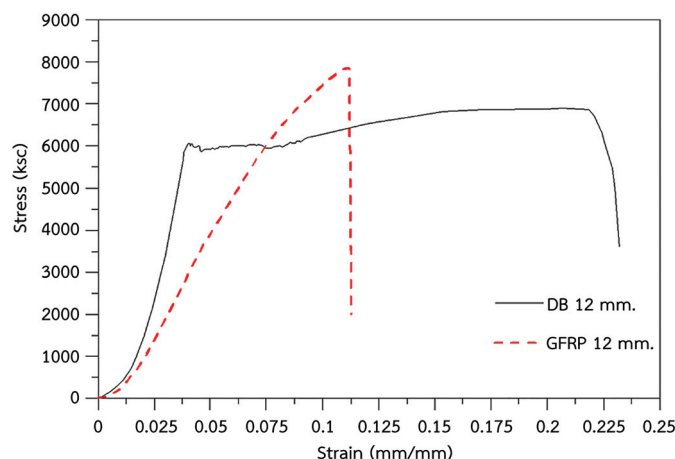
ผลการศึกษา

1. ผลการทดสอบคุณสมบัติพื้นฐานของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสและเหล็กข้ออ้อยเสริมคอนกรีต

ผลการทดสอบกำลังรับแรงดึงของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) และเหล็กเส้นข้ออ้อยเสริมคอนกรีต (DB) ขนาดเส้นผ่านศูนย์กลาง 12 มิลลิเมตร ชั้นคุณภาพ SD30 ทำการทดสอบวัสดุทั้ง 2 ชนิด ตามมาตรฐาน ASTM D 7205 (American Society for Testing and Materials, 2006) ผลการทดสอบดังตารางที่ 4 และแสดงผลของกำลังรับแรงดึงของวัสดุทั้ง 2 ดังรูปที่ 5

ตารางที่ 4 ผลการทดสอบคุณสมบัติพื้นฐานของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสและเหล็กข้ออ้อยเสริมคอนกรีต

คุณสมบัติของวัสดุ	วัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) ขนาด 12 มิลลิเมตร	เหล็กข้ออ้อย (DB) ขนาด 12 มิลลิเมตร
ความหนาแน่น (กิโลกรัมต่อลูกบาศก์เมตร)	2,110	7,850
กำลังจุดคราก (กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร)	5,140.25	5,650
กำลังรับแรงดึงสูงสุด (กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร)	8,567	6,720
โมดูลัสยืดหยุ่น $\times 10^6$ (กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร)	0.48	2.04



รูปที่ 5 กราฟเปรียบเทียบกำลังรับแรงดึงของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) และเหล็กข้ออ้อย (DB)

ผลการทดสอบกำลังรับแรงดึงสูงสุดของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) และเหล็กข้ออ้อย (DB) มีค่าเท่ากับ 8,567 และ 6,720 กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร ค่ากำลังรับแรงดึงสูงสุดของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) ที่ได้ทำการทดสอบมีความสอดคล้องกับผลการทดสอบของ Saeed (2016) และ Quayyum (2006) ซึ่งมีค่ากำลังรับแรงดึงสูงสุดอยู่ในช่วง 8,000 - 10,000 กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร สำหรับค่ากำลังที่จุดครากของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) และเหล็กข้ออ้อย (DB) มีค่าเท่ากับ 5,140.25 และ 5,650 กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร ในการพิจารณาค่ากำลังที่จุดครากของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) เนื่องจากพฤติกรรมของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) จะมีแนวโน้มของกราฟในแนวเส้นตรงซึ่งพฤติกรรมดังกล่าวจะอยู่ในช่วงอีลาสติก ดังนั้นในการหาค่ากำลังที่จุดครากจึงใช้หลักการของ Leeanansaksiri et al. (2018) ซึ่งได้กล่าวไว้ว่าวัสดุที่มีความเปราะจะมีแนวโน้มของกราฟในช่วงอีลาสติกเพียงอย่างเดียวจากนั้นวัสดุจะเกิดการแตกหักเสียหายโดยได้กำหนดให้ใช้ค่ากำลังที่จุดครากเท่ากับ $0.6F_y$ และจากรูปที่ 5 เป็นกราฟเปรียบเทียบกำลังรับแรงดึงของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) และเหล็กข้ออ้อย (DB) พบว่าเหล็กข้ออ้อย (DB) มีความยืดหยุ่นมากกว่าวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) เป็นอย่างมาก กำลังรับแรงสูงสุดของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) จะสูงกว่าร้อยละ 21.56 และมีความหนาแน่นต่ำกว่าร้อยละ 73.12 แสดงให้เห็นถึงน้ำหนักที่เบากว่าเมื่อเปรียบเทียบกับเหล็กข้ออ้อย (DB) จากคุณสมบัติดังกล่าวได้นำไปทำการจำลองกำลังต้านทานแรงแผ่นดินไหวของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กต่อไป

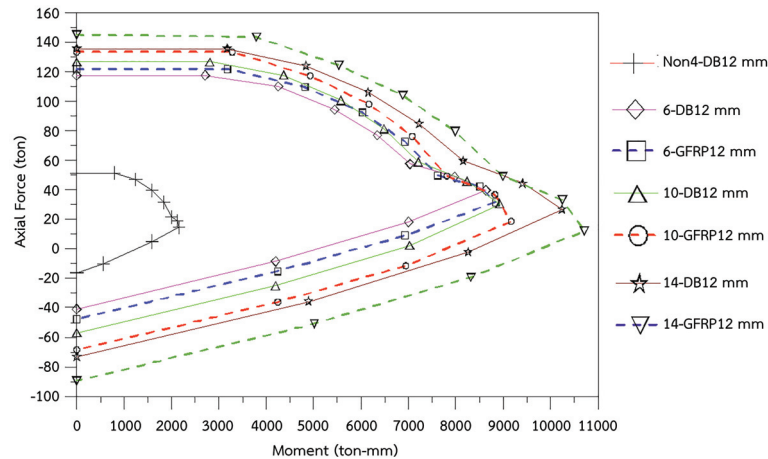
2. ผลการประเมินระดับสมรรถนะของอาคารคอนกรีตเสริมเหล็ก 1 ช่วงเสา (One Bay Frame)

ผลการจำลองพฤติกรรมของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กก่อนเสริมกำลังและหลังเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) เปรียบเทียบกับเหล็กข้ออ้อย (DB) ด้วยวิธีขยายหน้าตัดเสา ได้ผลการวิเคราะห์แรงภายในหน้าตัดเสา ดังตารางที่ 5 และแผนภูมิปฏิสัมพันธ์ (Interaction Diagram) ของหน้าตัดเสาที่ใช้ในการจำลอง ดังรูปที่ 6 ซึ่งมีการควบคุมอัตราส่วนของการเสริมเหล็กในหน้าตัดเสา 0.013 - 0.032 จากการศึกษาพบว่าเมื่อทำการขยายหน้าตัดเสาค่ากำลังรับแรงที่ได้จะเพิ่มขึ้นตามอัตราส่วนของการเสริมเหล็กในหน้าตัด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Ranjan and Dhiman (2016) และ Talwekar et al. (2018) ซึ่งได้ทำการจำลองโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กเสริมกำลังเสาด้วยวิธีการขยายหน้าตัด สำหรับการเสริมกำลังด้วยการขยายหน้าตัดเสาด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) เมื่อเปรียบเทียบกับเหล็กเสริมพบว่ากำลังรับแรงในหน้าตัดเสามีค่าสูงกว่าการใช้เหล็กเพียงเล็กน้อยคิดเป็นร้อยละ 5.56 6.41 และ 6.23 เมื่อเปรียบเทียบกับอัตราส่วนของการเสริมเหล็กในหน้าตัดเดียวกัน

ตารางที่ 5 ผลการวิเคราะห์แรงภายในหน้าตัดเสา

สัญลักษณ์	Axial Force (ton)	Moment (ton-mm)	กำลังที่เพิ่มขึ้น (%)
Non 4-DB12 mm	51.36	2,162.27	0
6-DB12 mm	117.80	8,633.54	56.40
10-DB12 mm	126.72	8,931.33	59.47
14-DB12 mm	135.65	10,239.68	62.14
6-GFRP12 mm	121.82	8,512.46	57.84
10-GFRP12 mm	133.43	9,168.01	61.51
14-GFRP12 mm	145.04	10,714.49	64.59

หมายเหตุ Non คือ หน้าตัดเดิมที่ไม่มีการขยายหน้าตัด
DB คือ เหล็กข้ออ้อย
GFRP คือ วัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส



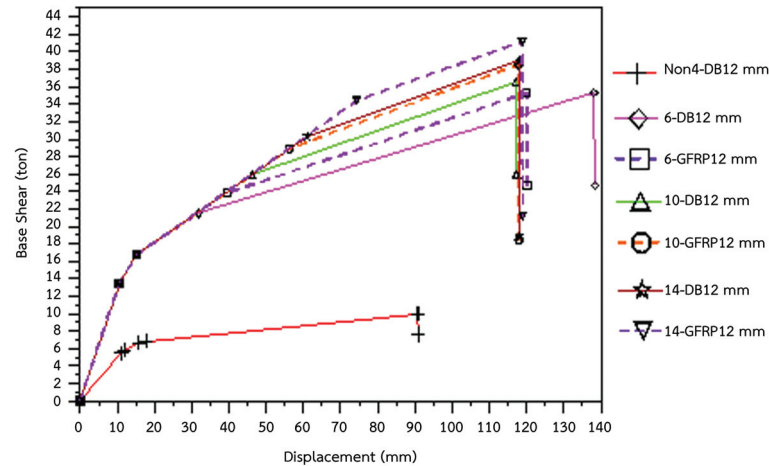
รูปที่ 6 กราฟแผนภูมิปฏิสัมพันธ์ (Interaction Diagram) ของหน้าตัดเสาที่ใช้ในการจำลอง

จากการประเมินระดับสมรรถนะของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กได้ผลการวิเคราะห์ดังตารางที่ 6 และแสดงความสัมพันธ์ระหว่างแรงกระทำที่ฐานและการเคลื่อนตัวของโครงข้อแข็งดังรูปที่ 7 จากผลการศึกษาพบว่า รูปแบบของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า Non 4-DB12 mm เกิดการวิบัติที่จุดหมุนพลาสติกที่เสาคอนกรีตเสริมเหล็กดังรูปที่ 8(ก) แสดงให้เห็นว่าโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่ามีพฤติกรรมคานแข็งเสาอ่อน (Strong Beams and Weak Columns) ซึ่งไม่ได้ออกแบบเพื่อดำเนินงานแรงแผ่นดินไหว เมื่อเปรียบเทียบกับตัวอย่างเสาหน้าตัดที่ไม่มีการเสริมกำลัง Non 4-DB12 mm กำลังรับแรงกระทำที่ฐานที่ได้มีความสอดคล้องกับหน้าตัดกราฟแผนภูมิปฏิสัมพันธ์ (Interaction Diagram) อย่างมีนัยสำคัญ

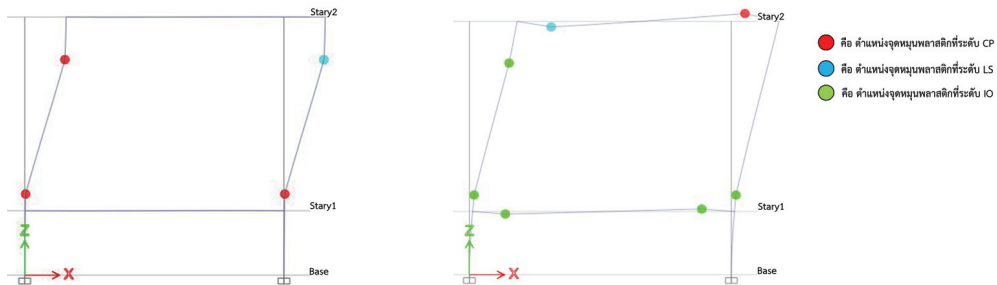
ตารางที่ 6 ผลการประเมินระดับสมรรถนะของอาคารคอนกรีตเสริมเหล็ก

Type	Base Shear (ton)	กำลังที่เพิ่มขึ้น (%)	Displacement (mm)	ρ
Non 4-DB12 mm	9.96	-	90.78	0.0113
6-DB12 mm	35.25	72	138.18	0.0136
10-DB12 mm	36.61	73	117.25	0.0226
14-DB12 mm	39.01	74	118.04	0.0320
6-GFRP12 mm	35.25	72	120.01	0.0136
10-GFRP12 mm	38.56	74	117.82	0.0226
14-GFRP12 mm	41.19	76	118.81	0.0320

สำหรับพฤติกรรมหลังการเสริมกำลังด้วยการขยายหน้าตัดเสาทั้งการเสริมด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสและเหล็กเสริมทำให้พฤติกรรมการวิบัติเกิดขึ้นที่ตำแหน่งของคานซึ่งพฤติกรรมดังกล่าวเปลี่ยนจากคานแข็งเสาอ่อนไปเป็นรูปแบบคานอ่อนเสาแข็ง (Strong Columns and Weak Beams) ดังรูปที่ 8(ข) โดย Panyakapo (2003) ได้กล่าวไว้ว่าในการออกแบบองค์อาคารต้านทานแผ่นดินไหว เสาจะถูกออกแบบให้มีความแข็งแรงและมั่นคงต่อแรงกระทำทางด้านข้าง โดยมีพฤติกรรมการรับแรงแบบยืดหยุ่นในขณะเดียวกัน คานจะถูกออกแบบให้มีความแข็งแรงน้อยกว่าเสาแต่ออกแบบให้มีความเหนียวต่อการดัดโค้งได้



รูปที่ 7 ความสัมพันธ์ระหว่างแรงกระทำที่ฐานและการเคลื่อนตัวของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็ก



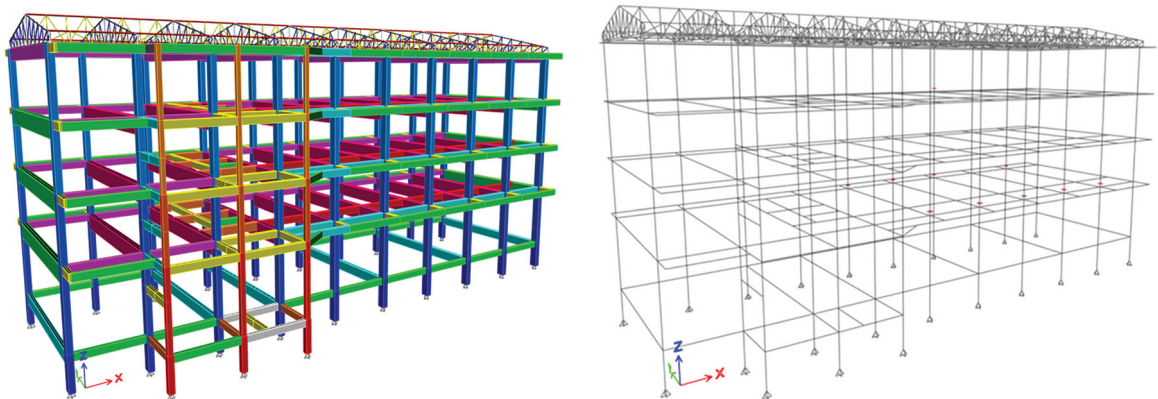
(ก) การวิบัติก่อนเสริมกำลัง

(ข) การวิบัติหลังเสริมกำลัง

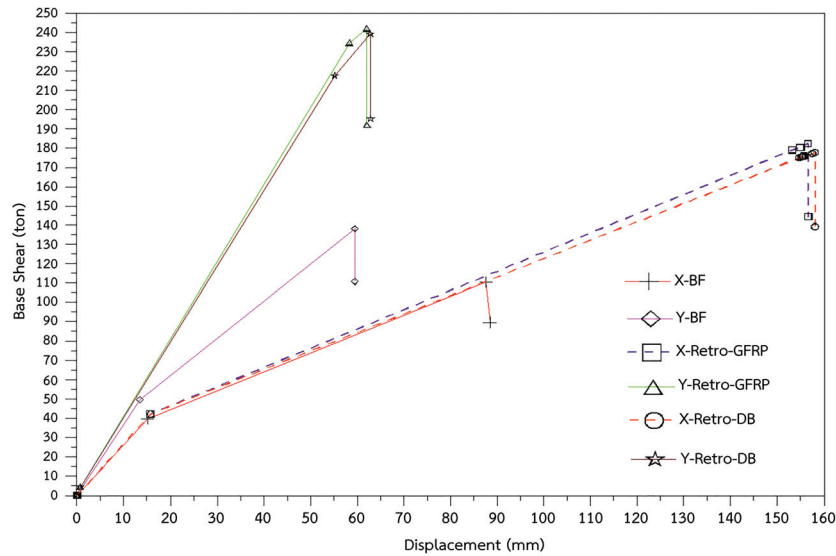
รูปที่ 8 การวิบัติที่ตำแหน่งจุดหมุนพลาสติกของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็ก

3. ผลการประเมินระดับสมรรถนะของโครงสร้างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็ก

ในการจำลองอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กสูง 4 ชั้น เลือกใช้อัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีตเท่ากับ 0.0136 ที่ได้จากขั้นตอนที่ 2 เนื่องจากเป็นอัตราส่วนที่ต่ำที่สุดและในงานวิจัยได้คำนึงถึงความคุ้มค่าในการก่อสร้าง โดยการจำลองพฤติกรรมการรับแรงแผ่นดินไหวของอาคารคอนกรีตเสริมเหล็กโดยใช้โปรแกรม ETAB2020 ในการจำลองพฤติกรรมด้วยวิธีสถิตศาสตร์ไม่เป็นเชิงเส้น (Pushover Analysis) โดยได้ขึ้นต้นแบบอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กดังรูปที่ 9 จากการศึกษาได้ผลการวิเคราะห์ดังตารางที่ 7 และแสดงความสัมพันธ์ระหว่างแรงกระทำที่ฐานและการเคลื่อนที่ด้านข้างดังรูปที่ 10



รูปที่ 9 การสร้างแบบจำลองอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กด้วยโปรแกรม Etab2020



รูปที่ 10 ความสัมพันธ์ระหว่างแรงกระทำที่ฐานและการเคลื่อนที่ของอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็ก

ตารางที่ 7 ผลการวิเคราะห์อาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กสูง 4 ชั้น

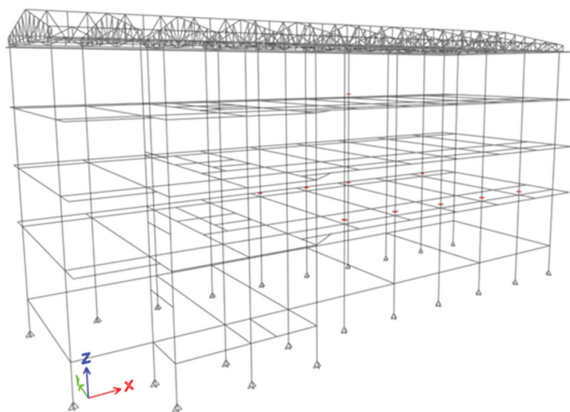
รูปแบบวิเคราะห์	แรงเฉือนที่ ฐานสูงสุด ในแกน X (ตัน)	แรงเฉือนที่ ฐานสูงสุด ในแกน Y (ตัน)	การเคลื่อนตัว ในแกน X (มิลลิเมตร)	การเคลื่อนตัว ในแกน Y (มิลลิเมตร)	Max. DCR
BF	110.42	138.09	87.56	59.48	1.437
Retro-GFRP	182.30	241.94	156.60	62.05	0.820
Retro-DB	177.71	239.08	158.07	62.80	0.913

หมายเหตุ BF คือ การวิเคราะห์อาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า

Retro-GFRP คือ การวิเคราะห์อาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กที่ขยายหน้าตัดและเสริมด้วย GFRP

Retro-DB คือ การวิเคราะห์อาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กที่ขยายหน้าตัดและเสริมด้วยเหล็กข้ออ้อย DB

จากตารางที่ 7 การประเมินระดับสมรรถนะของอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (BF) ได้แรงกระทำที่ฐานสูงสุดในแกน y เท่ากับ 138.09 ตัน และเคลื่อนตัวด้านข้างสูงสุดเท่ากับ 59.48 มิลลิเมตร ดังนั้นจึงพิจารณาแกน y เนื่องจากการเคลื่อนตัวมากกว่าแกน x จากผลการวิเคราะห์พบว่ารูปแบบของอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (BF) เกิดการวิบัติที่จุดหมุนพลาสติกที่เสาคอนกรีตเสริมเหล็กบริเวณชั้น 2 ถึงชั้น 4 ของอาคารเรียนดังรูปที่ 11 แสดงให้เห็นว่า โครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่ามีพฤติกรรมคานแข็งเสาอ่อน (Strong Beams and Weak Columns) ซึ่งไม่ได้ออกแบบเพื่อต้านทานแรงแผ่นดินไหว เนื่องจากหน้าตัดของคานและเสาคอนกรีตเสริมเหล็กมีค่า DCR สูงสุดเท่ากับ 1.437 ซึ่งมากกว่า 1 ซึ่งไม่สามารถรับแรงแผ่นดินไหวได้



รูปที่ 11 การเกิดจุดหมุนพลาสติกที่เสาชั้น 2 - 4 ของอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็ก

สำหรับการประเมินระดับสมรรถนะของอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กที่เสริมกำลังวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (Retro-GFRP) ได้แรงกระทำที่ฐานสูงสุดในแกน y เท่ากับ 241.94 ตัน และเคลื่อนตัวด้านข้างสูงสุดเท่ากับ 62.05 มิลลิเมตร จากการประเมินกำลังให้ค่ากำลังรับแรงเพิ่มขึ้น 1.75 เท่า เมื่อเปรียบเทียบกับตัวอย่างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (BF) และในการประเมินระดับสมรรถนะของอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กที่เสริมกำลังด้วยเหล็กข้ออ้อย (Retro-DB) ในการวิเคราะห์ได้แรงกระทำที่ฐานสูงสุดในแกน y เท่ากับ 239.08 ตัน และเคลื่อนตัวด้านข้างสูงสุดเท่ากับ 72.31 มิลลิเมตร จากการประเมินกำลังให้ค่ากำลังรับแรงเพิ่มขึ้น 1.73 เท่า เมื่อเปรียบเทียบกับตัวอย่างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (BF) ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาของ Ranjan and Dhiman (2016) และ Talwekar et al. (2018) เป็นการศึกษาการขยายหน้าตัดของเสาคอนกรีตเสริมเหล็กซึ่งได้กล่าวไว้ว่าการเสริมกำลังด้วยการขยายหน้าตัดเสาทำให้ความสามารถของอาคารมีกำลังรับแรงเพิ่มขึ้นรวมถึงค่าสติฟเนสโดยรวมของอาคารสูงขึ้นเช่นกัน และเมื่อนำข้อมูลการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (Retro-GFRP) และเสริมกำลังด้วยเหล็กข้ออ้อย (Retro-DB) มาเปรียบเทียบกับพบว่าการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส ให้กำลังรับแรงกระทำทางด้านข้างสูงกว่าการเสริมด้วยเหล็กข้ออ้อยของอัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีตที่เท่ากันมีค่าเท่ากับ 1.01 เท่า อย่างไรก็ตามกำลังรับแรงกระทำทางด้านข้างที่ได้มีค่าใกล้เคียงกัน และค่า DCR ของการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสและเสริมด้วยเหล็กข้ออ้อยมีค่าต่ำกว่า 1 แสดงให้เห็นถึงการใช้วัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสสามารถใช้แทนเหล็กเสริมมีความสามารถรับกำลังต้านทานแรงแผ่นดินไหวได้เป็นอย่างดี

สำหรับการประเมินระดับสมรรถนะของอาคารเรียนจากการใช้วิธีการวิเคราะห์สเปกตรัมเชิงโหมด (Response Spectrum Analysis) ในการหาค่าการเคลื่อนที่เป้าหมายของยอดอาคาร (Target Roof Displacement) ได้การเคลื่อนที่เป้าหมายของอาคารเรียน 32.12 มิลลิเมตร เมื่อพิจารณาที่ตำแหน่งเป้าหมาย พบว่าตัวอย่างอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (BF) มีระดับป้องกันการพังทลาย (Collapse Prevention Level - CP) แต่เมื่อทำการวิเคราะห์อาคารเรียนที่ทำการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (Retro-GFRP) และเสริมกำลังด้วยเหล็กข้ออ้อย (Retro-DB) อาคารดังกล่าวมีระดับสมรรถนะเข้าใช้อาคารได้ทันที (Immediate Occupancy Level - IO) แสดงให้เห็นว่าการขยายหน้าตัดเสาคอนกรีตทำให้โครงอาคารคอนกรีตเสริมเหล็กมีความสามารถรับกำลังต้านทานแรงแผ่นดินไหวได้เป็นอย่างดี

สรุปผลการศึกษา

ผลการศึกษาการวิเคราะห์แบบจำลองการเสริมกำลังต้านทานแผ่นดินไหวของโครงอาคารคอนกรีตเสริมเหล็กด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสโดยใช้การขยายหน้าตัดเสาได้ผลสรุปดังนี้

1. ผลการทดสอบกำลังรับแรงดึงของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) และเหล็กข้ออ้อย (DB) มีค่าเท่ากับ 8,567 และ 6,720 กิโลกรัมต่อตารางเซนติเมตร พฤติกรรมของวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส (GFRP) จะมีแนวโน้มของกราฟเป็นเส้นตรงซึ่งพฤติกรรมอยู่ในช่วงอีลาสติก ซึ่งแตกต่างจากเหล็กข้ออ้อยจะมีความเหนียวกว่าวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส

2. ผลการจำลองพฤติกรรมของโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กก่อนเสริมกำลังและหลังเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสเปรียบเทียบกับเหล็กข้ออ้อยด้วยวิธีขยายหน้าตัดเสา พบว่าการเพิ่มขึ้นของอัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีต มีผลต่อกำลังรับแรงกระทำทางด้านข้างที่เพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญ ไม่ว่าจะเป็นการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส และเหล็กข้ออ้อยก็ตาม การเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสให้กำลังใกล้เคียงกับการเสริมกำลังด้วยเหล็กข้ออ้อยที่อัตราส่วนระหว่างพื้นที่หน้าตัดของเหล็กยื่นต่อพื้นที่หน้าตัดของคอนกรีตที่เท่ากัน

3. ผลการประเมินระดับสมรรถนะของโครงสร้างอาคารเรียนสูง 4 ชั้น พบว่าอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (BF) เกิดการวิบัติที่จุดหมุนพลาสติกที่เสาคอนกรีตเสริมเหล็กบริเวณชั้น 2 ถึงชั้น 4 ของอาคารเรียน แสดงให้เห็นว่าโครงข้อแข็งคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่ามีพฤติกรรมคานแข็งเสาอ่อน (Strong Beams and Weak Columns) และมีค่า DCR สูงสุดเท่ากับ 1.437 ซึ่งมากกว่า 1 ซึ่งไม่สามารถรับกำลังต้านทานแผ่นดินไหวได้ แต่เมื่อเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส และเหล็กข้ออ้อย ทำให้อาคารเรียนมีความสามารถรับกำลังได้เพิ่มขึ้น 1.75 และ 1.73 เท่า เมื่อเปรียบเทียบกับอาคารเรียนคอนกรีตเสริมเหล็กเปล่า (BF) และมีค่า DCR ของการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาส และเสริมด้วยเหล็กข้ออ้อยมีค่าต่ำกว่า 1 อย่างไรก็ตามการเสริมกำลังอาคารเรียนด้วยวัสดุทั้ง 2 ชนิดให้กำลังรับแรงด้านข้างใกล้เคียงกันการเสริมกำลังด้วยวัสดุเสริมแรงไฟเบอร์กลาสจึงมีความสามารถในการเสริมกำลังได้เป็นอย่างดี

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณ ภาควิชาวิศวกรรมโยธา คณะวิศวกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยภาคตะวันออกเฉียงเหนือที่อนุเคราะห์ให้ใช้พื้นที่ อุปกรณ์และห้องทดสอบในงานวิจัยครั้งนี้

References

- American Society for Testing and Materials. (2006). *Standard Test Method for Tensile Properties of Fiber Reinforced Polymer Matrix Composite Bars (ASTM D7205-06)*. American Society for Testing and Materials, West Conshohocken, PA, USA.
- American Society of Civil Engineers. (2013). *Publication Anticipated Seismic Evaluation and Upgrade of Existing Buildings (ASCE 41-13)*. American Society of Civil Engineers, Reston, VA, USA.
- Aravind, M.N., Samanta, A.K, Singha Roy, D.K. and Thanikal, J.V. (2013). Retrofitting of Reinforced Concrete Beams using Fibre Reinforced Polymer (FRP) Composites - a Review. *Journal of Urban and Environmental Engineering*, 7(1), 164-175. <https://doi.org/10.4090/juee.2013.v7n1.164175>
- Dong, J., Wang, Q. and Guan, Z. (2013). Structural Behavior of RC Beams with External Flexural and Flexural-shear Strengthened by FRP Sheets. *Composites: Part B*, 44(1), 604-612. <https://doi.org/10.1016/j.compositesb.2012.02.018>
- Department of Public Works and Town & Country Planning Ministry of Interior. (2014). *Standards for Evaluation and Strengthening the Stability of Building Structures in Earthquake-Prone Areas (MYP 1303-2014)*. Department of Public Works and Town & Country Planning Ministry of Interior, Bangkok. (in Thai)

- Hasan, T. (2016). *Seismic Performance Improvement of Low-Rise RC Frame Buildings with Soft First Story by Using Buckling Restrained Braces*. [Unpublished M.Eng. Dissertation]. Asian Institute of Technology.
- Leeanansaksiri, A., Panyakapo, P. and Ruangrassamee, A. (2018). Seismic Capacity of Masonry Infilled RC Frame Strengthening with Expanded Metal Ferrocement. *Engineering Structures*, 159, 110-127. <https://doi.org/10.1016/j.engstruct.2017.12.034>
- Meteorological Department. (2023, 17 September). *Earthquake Report in Thailand and Adjacent Areas in June 2017 Seismological Bureau*. <https://earthquake.tmd.go.th/report/file/seismo-report-1504512433.pdf>
- Moretti, M.L. (2023). Rapid Retrofit of Substandard Short RC Columns with Buckled Longitudinal Bars using CFRP Jacketing. *Earthquakes and Structures*, 24(2), 97-109. <https://doi.org/10.12989/eas.2023.24.2.000>
- Panyakapo, P. (2003). *Building Design 2nd ed.* Bangkok: Printing Library Nine
- Quayyum, S. (2006). *Bond Behaviour of Fibre Reinforced Polymer (FRP) Rebars in Concrete* [Unpublished M.Eng.Dissertation]. The University of British Columbia.
- Ranjan, P., and Dhiman, P. (2016). Retrofitting of Columns of an Existing Building by RC, FRP and SFRC Jacketing Techniques. *IOSR Journal of Mechanical and Civil Engineering (IOSR-JMCE)*, 1, 40-46. <https://doi.org/10.9790/1684-15010010140-46>
- Rehman, A.U., Siddiqi, Z.A., Yasin, M., Aslam, H.M.S., Noshin, S. and Aslam, H.M.U. (2024). Experimental Study on the Behavior of Damaged CFRP and Steel Rebars RC Columns Retrofitted with Externally Bonded Composite Material. *Advanced Composite Materials*, 34(10), 1-47. <https://doi.org/10.1080/09243046.2024.2358262>
- Saeed, Y.M. (2016). *Behavior of Prestressed Concrete Beams with CFRP Strands* [Unpublished M.Eng. Dissertation]. Portland State University.
- Talwekar, T.K., Bhadke, S. and Mendhe, V. (2018). Analytical study on Seismic Response of Retrofitting Multistoried RC Building by using Steel Wrapping and RCC Jacketing Techniques. *International Conference on Innovation and Research in Engineering, Science & Technology*, 5(13), 110-127. <https://journals.pen2print.org/index.php/ijr/article/view/13675/12962>
- Worasuk, A. and Lapying, V. (2014). *Evaluation of Seismic Demand of Building Analyzed by Using Lateral load Specified by Ministerial Regulations* [Unpublished B.Eng. Dissertation]. Burapha University.
- Wattanakornkeaw, P., Pulngern, T. and Leelatawiwat, S. (2017). Seismic Evaluation and Strengthening of Existing Reinforced Concrete Building. *The 14th National Academic Conference, Kasetsart University Kaphaeng Saen Campus*, (pp. 353-362). (in Thai)

การประเมินการกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีตที่เกิดจากคลอไรด์ด้วย
วิธีศักย์ไฟฟ้าแบบครึ่งเซลล์: ปัจจัยของปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์และ
ระยะเวลาการเร่ง

Evaluation of Chloride-Induced Corrosion of Reinforced Steel Bars in Concrete Using Half-Cell Potential Method: Factor of Sodium Chloride Solution Amount and Acceleration Period

ธนากร ภูเงินขำ¹ จิตตินัฐ ปล่องกระโทก¹ ฉัตรทริกา เพียงพิมาย² ชัตติย ชมพวงศ์¹ ชูดาภัก เดชพันธ์¹
ศตคุณ เดชพันธ์¹ และสกลวรรณ ห่านจิตสุวรรณ์^{1*}

Tanakorn Phoo-ngernkham¹ Chittinat Plongkrathok¹ Chattarika Phiangphimai²

Khattiya Chompoovong¹ Chudapak Detphan¹ Satakhun Detphan¹ and Sakonwan Hanjitsuwan^{1*}

Received: September 23, 2024; Revised: October 31, 2024; Accepted: November 4, 2024

บทคัดย่อ

บทความนี้มีจุดประสงค์เพื่อประเมินการกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีตที่เกิดจากคลอไรด์ด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าแบบครึ่งเซลล์
ในแง่ของปัจจัยของปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์และระยะเวลาการเร่ง โดยแปรผันปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์
ร้อยละ 25 50 และ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีต ระยะเวลาการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 0 3 6 และ 9 ชั่วโมง
และระยะหุ้มของคอนกรีตเสริมเหล็กต่อการกัดกร่อนที่เกิดจากคลอไรด์ของเหล็กเสริมในคอนกรีต ผลการทดสอบพบว่า
ค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กมีแนวโน้มเกิดสนิมเพิ่มมากขึ้นตามปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์
และระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมมากขึ้น ส่วนระยะหุ้มของคอนกรีตเสริมเหล็กช่วยเพิ่มความสามารถต้านทาน
การกัดกร่อนของสารละลายโซเดียมคลอไรด์ จากผลการทดสอบข้างต้นสามารถให้ข้อเสนอแนะได้ว่า ปริมาณการใช้สารละลาย
โซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 25 ของความสูงตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก และระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิม
ของเหล็กเสริมเท่ากับ 3 ชั่วโมง เป็นขอบเขตที่เหมาะสมสำหรับการทดสอบในห้องปฏิบัติการในการทดสอบซึ่งตัวอย่าง
คอนกรีตเสริมเหล็กมีค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์เฉลี่ยต่ำกว่า -400 mV/CSE ณ เวลาที่ตรวจวัด

คำสำคัญ : โครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็ก; วิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์; การกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีต; ปริมาณสารละลาย
โซเดียมคลอไรด์; ระยะเวลาการเร่ง

¹ คณะวิศวกรรมศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน

² คณะวิศวกรรมศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลกรุงเทพ

¹ Faculty of Engineering and Technology, Rajamangala University of Technology Isan

² Faculty of Engineering, Rajamangala University of Technology Krungthep

* Corresponding Author, Tel. 06 1478 9888, E - mail: sakonwan.ha@rmuti.ac.th

Abstract

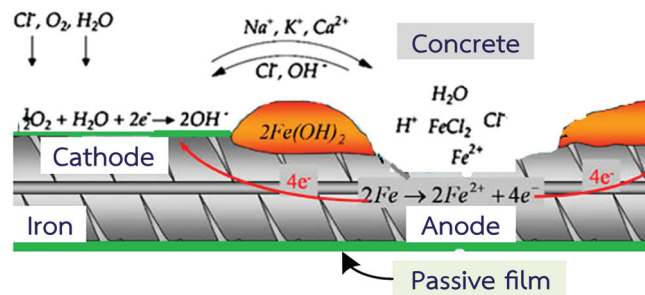
This paper aims to evaluate the chloride-induced corrosion of reinforced steel bars in concrete using the half-cell potential (HCP) method. The corrosion of reinforced steel bars in concrete was examined in connection with the amount of sodium chloride (NaCl) solution and the acceleration period. The differences in NaCl solution amounts of 25 %, 50 %, and 75 % by the height of the concrete sample, acceleration periods of 3, 6, and 9 hours, and concrete covering depths were investigated in this study. Test results found that the corrosion probability of reinforced concrete tended to increase with increasing NaCl solution proportion and acceleration period. Furthermore, an increase in the depth of concrete covering could reduce the corrosion of reinforced steel bars in concrete. According to test results, it is recommended that the NaCl solution amount at 25 % of the height of the concrete sample and the acceleration period at 3 hours are suitable conditions for testing in the laboratory regarding cost-effectiveness and testing period. The average HCP readings of reinforced concrete samples were below -400 mV/CSE at the time of measurement.

Keywords: Reinforced Concrete Structures; Half-Cell Potential Method; Corrosion of Reinforcing Steel in Concrete; Sodium Chloride Solution Amount; Accelerated Duration

บทนำ

คลอไรด์ไอออนเป็นหนึ่งในสาเหตุของการเกิดสนิมของคอนกรีตเสริมเหล็กซึ่งเกิดจากการลดความแตกต่างของคอนกรีตและการทำลายฟิล์มบาง ๆ ของ $\gamma-Fe_2O_3$ เคลือบผิวเหล็กไว้ซึ่งทำหน้าที่ป้องกันเหล็กเสริมไม่ให้เกิดสนิมเพื่อไม่ให้ถูกทำลายหรือลดลงจนถึงระดับวิกฤตและเมื่อมีน้ำและก๊าซออกซิเจนตรงบริเวณเหล็กเสริมที่ไม่มีฟิล์มป้องกันอยู่เหล็กจะเป็นสนิมส่งผลให้เกิดความเสียหายจากการขยายตัวของเหล็กเสริมและเป็นสาเหตุหลักที่ทำลายองค์อาคารคอนกรีตเสริมเหล็ก

โดยปกติหลักการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตมีผลเนื่องจากความต่างศักย์ทางไฟฟ้าของเหล็กเสริมในคอนกรีตซึ่งทำให้เกิดเซลล์ไฟฟ้าเคมีขึ้น เริ่มจากการมีความชื้นเพียงพอทำให้อะตอมของเหล็กเกิดการสูญเสียอิเล็กตรอนกลายเป็น Fe^{2+} ซึ่งละลายอยู่ในน้ำและอยู่รอบเหล็กเสริมซึ่งจะเรียกบริเวณนี้เป็นขั้วแอโนด (ขั้วบวก) และอิเล็กตรอนนี้จะสะสมอยู่บริเวณผิวบนเหล็กเสริมทำให้เกิดศักย์ไฟฟ้าและส่วนของเหล็กเสริมที่ไม่มีการแตกตัวจะมีศักย์ไฟฟ้าต่ำกว่าและทำหน้าที่เป็นขั้วแคโทด (ขั้วลบ) ซึ่งการเคลื่อนที่ของประจุไฟฟ้าที่เกิดขึ้นของกระแสภายในเหล็กเสริมเป็นการเคลื่อนที่ของอิเล็กตรอนจากแคโทดไปแอโนด ขณะที่กระแสภายนอกเหล็กเสริมเป็นการเคลื่อนที่ของไอออน Fe^{2+} รวมกับไอออนของ OH^- และน้ำในโพรงของคอนกรีตเกิดเป็นผลผลิต $Fe(OH)_3$ และทำปฏิกิริยากับออกซิเจนอีกทำให้เกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีต ดังรูปที่ 1 นอกจากนั้นสารละลายอัลคาไลน์และแคลเซียมไฮดรอกไซด์หลังการทำปฏิกิริยาไฮเดรชันของคอนกรีตเป็นหนึ่งในปัจจัยที่ส่งผลให้คอนกรีตเกิดการแตกร้าวเมื่ออยู่ในสภาวะความชื้นที่เหมาะสม หลังจากนั้นคลอไรด์ไอออนจะสามารถเข้าไปทำลายชั้นฟิล์มป้องกันของผิวเหล็กเสริมส่งผลให้เหล็กเสริมเกิดเป็นสนิม แต่อย่างไรก็ตามน้ำในโพรงแห้งหรือโครงสร้างภายในของคอนกรีตที่บ่มแน่นรวมถึงโพรงภายในมีความไม่ต่อเนื่องจะสามารถช่วยชะลอหรือยับยั้งการไหลของคลอไรด์ไอออนผ่านโพรงของคอนกรีตได้ยากขึ้นทำให้สามารถลดการเกิดการกัดกร่อนของเหล็กเสริมได้ (Tho-in et al., 2021; Naidu Gopu and Joseph, 2022; Hanjitsuwan et al., 2022; Pangdaeng et al., 2022)



รูปที่ 1 การกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีต (Naidu Gopu and Joseph, 2022)

ในปัจจุบันการประเมินการกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีตที่เกิดจากคลอไรด์เป็นแนวทางสำคัญเพื่อเป็นแนวทางสำหรับการซ่อมบำรุงรักษาโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กที่ได้รับความเสียหาย ดังนั้น การกำหนดแนวทางการตรวจสอบและการใช้ข้อมูลการประเมินการกัดกร่อนเพื่อคาดการณ์อายุการใช้งานและปริมาณพื้นที่ได้รับความเสียหายที่ต้องดำเนินการซ่อมบำรุงรักษาจึงมีความสำคัญอย่างมาก โดยวิธีการวัดคลอไรด์และความสามารถต้านทานคลอไรด์สามารถทดสอบหาปริมาณคลอไรด์ที่แทรกซึมเข้าไปในเนื้อคอนกรีตที่ระดับความลึกต่าง ๆ ซึ่งวิธีการที่นิยมใช้ ได้แก่ วิธีการวิเคราะห์ทางเคมี สำหรับการทดสอบนี้จำเป็นต้องเจาะคอนกรีตที่บริเวณต้องการหาปริมาณคลอไรด์ในคอนกรีตไปบดให้ละเอียดและวิเคราะห์ปริมาณคลอไรด์ดังรายละเอียดในมาตรฐาน ASTM C1152 (Standard Test Method for Acid-Soluble Chloride in Mortar and Concrete, 2020) นอกจากนี้ยังมีวิธีการทดสอบความสามารถต้านทานต่อการแทรกซึมของคลอไรด์ตามรายละเอียดในมาตรฐาน ASTM C1202 (Standard Test Method for Electrical Indication of Concrete's Ability to Resist Chloride Ion Penetration, 2022) โดยเป็นวิธีการที่ใช้ประจุไฟฟ้าวิ่งผ่านเนื้อคอนกรีตระหว่างสารละลายโซเดียมคลอไรด์และโซเดียมไฮดรอกไซด์ที่มีความต่างศักย์เท่ากับ 60 โวลต์ หน่วยของปริมาณประจุไฟฟ้าวัดเป็นคูลอมป์และแปรผกผันโดยตรงกับการแทรกซึมของคลอไรด์ ซึ่งวิธีนี้สามารถทราบผลการแทรกซึมของคลอไรด์ได้อย่างรวดเร็ว ในปัจจุบันวิธีการประเมินการกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีตที่เกิดจากคลอไรด์ที่ได้รับความนิยมอย่างมาก ได้แก่ การประเมินการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ดังรายละเอียดระบุในมาตรฐาน ASTM C876-15 (Standard Test Method for Corrosion Potentials of Uncoated Reinforcing Steel in Concrete, 2022) ซึ่งวิธีการทดสอบแบบไม่ทำลายและไม่ต้องเจาะเนื้อคอนกรีตเพื่อมาวิเคราะห์การแทรกซึมของคลอไรด์

วิธีการประเมินการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์เป็นวิธีการทดสอบที่มีความรวดเร็วในการตรวจสอบปริมาณของสนิมที่เกิดขึ้นภายในโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กและมีความเหมาะสมสำหรับการทดสอบในภาคสนามอย่างมาก แต่อย่างไรก็ตามการทำนายอัตราการเกิดสนิมภายในโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กในห้องปฏิบัติการจำเป็นต้องดำเนินการเร่งการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีต เมื่อพิจารณาถึงข้อกำหนดต่าง ๆ ตามมาตรฐาน ASTM C876-15 (Standard Test Method for Corrosion Potentials of Uncoated Reinforcing Steel in Concrete, 2022) พบว่า ไม่มีข้อกำหนดที่แน่นอนโดยเป็นเพียงข้อเสนอแนะในการดำเนินการทดสอบ ซึ่งรายงานวิจัยของ Leelalerkiet et al. (2004) และ Hussain (2011) ที่ได้ดำเนินการทดสอบการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ที่เกิดจากคลอไรด์ภายในโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กได้น้ำเมื่อแปรผันสภาวะความชื้นสัมพัทธ์อื่น ๆ รวมถึงปริมาณความเข้มข้นของคลอไรด์ ระยะหุ้มคอนกรีตและกำลังอัดของคอนกรีต จากผลการทดสอบแสดงให้เห็นว่า ทุกปัจจัยส่งผลต่ออัตราการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตและควรได้รับการศึกษามากขึ้นเพื่อกระชับขอบเขตของการทดสอบด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ นอกจากนั้นจากงานวิจัยที่ผ่านมา (Hussain, 2011; Adriman et al., 2022; Kim et al., 2014) ได้ดำเนินการทดสอบอัตราการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ที่มีการใช้การสัมผัสกับสารละลายโซเดียมคลอไรด์จำนวน 1 ด้าน โดยไม่ได้พิจารณาถึงปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์และระยะเวลาที่ตัวอย่างคอนกรีตแช่ในสารละลาย แต่อย่างไรก็ตามหากพิจารณาความคุ้มค่าทั้งในด้านงบประมาณและระยะเวลาในการทดสอบจำเป็นต้องมีการศึกษาข้อมูลเพิ่มเติมเพื่อเป็นข้อแนะนำที่เหมาะสม

สำหรับการทดสอบและงานวิจัยต่อไป ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและประเมินการกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีตที่เกิดจากคลอไรด์ด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าแบบครึ่งเซลล์โดยมุ่งเน้นศึกษาปัจจัยของปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก ระยะเวลาการเร่งการเกิดสนิมในสารละลายโซเดียมคลอไรด์ และระยะหุ้มของคอนกรีตเสริมเหล็ก ผลการทดสอบที่ได้รับจะเป็นข้อมูลที่สำคัญและเป็นประโยชน์อย่างยิ่งสำหรับการประเมินและวิเคราะห์โอกาสการเกิดสนิมของโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กที่ดำเนินการในห้องปฏิบัติการในแง่ของความคุ้มทุนของงบประมาณและระยะเวลาในการทดสอบก่อนนำข้อมูลไปใช้ในการออกแบบการซ่อมบำรุงรักษาโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กที่ได้รับความเสียหายต่อไป

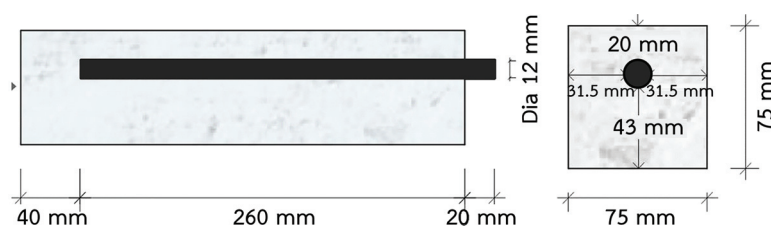
วิธีดำเนินการวิจัย

1. วัสดุที่ใช้ในงานวิจัย

วัสดุตั้งต้นที่ใช้ในงานวิจัย ประกอบด้วย ปูนซีเมนต์ปอร์ตแลนด์ ประเภทที่ 1 มวลรวมละเอียดใช้ทรายแม่น้ำจากอำเภอยะผา จังหวัดนครราชสีมา มวลรวมหยาบใช้หินปูนขนาดโตสุดไม่เกิน 19 มิลลิเมตร โดยปูนซีเมนต์ปอร์ตแลนด์ ประเภทที่ 1 มีความถ่วงจำเพาะเท่ากับ 3.15 ส่วนค่าความถ่วงจำเพาะและการดูดซึมน้ำของมวลรวมละเอียดและมวลรวมหยาบดำเนินการทดสอบและวิเคราะห์ตามมาตรฐาน ASTM C128 (Standard Test Methods for Density, Relative Density (Specific Gravity), and Absorption of Fine Aggregate, 2022) และ ASTM C127 (Standard Test Method for Density, Relative Density (Specific Gravity), and Absorption of Coarse Aggregate, 2015) ซึ่งมวลรวมละเอียดมีค่าความถ่วงจำเพาะแบบอิมมิตัวผิวแห้ง ค่าความถ่วงจำเพาะปรากฏ ค่าร้อยละการดูดซึมน้ำ และค่าโมดูลัสความละเอียดเท่ากับ 2.57 2.61 0.96 และ 2.63 ตามลำดับ สำหรับมวลรวมหยาบมีค่าความถ่วงจำเพาะแบบอิมมิตัวผิวแห้ง ค่าความถ่วงจำเพาะปรากฏ ค่าร้อยละการดูดซึมน้ำ และค่าโมดูลัสความละเอียดเท่ากับ 2.77 2.80 0.64 และ 6.66 ตามลำดับ ขณะที่สารละลายโซเดียมคลอไรด์ที่เข้มข้นร้อยละ 3.5 ใช้ในการเร่งการกัดกร่อนของเหล็กเส้นในคอนกรีตและแปรผันปริมาณของสารละลายโซเดียมคลอไรด์ร้อยละ 25 50 และ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก

2. การเตรียมตัวอย่างคอนกรีต

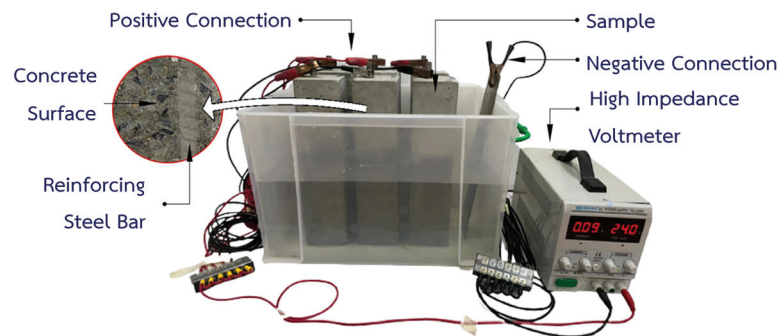
คอนกรีตที่ใช้ในงานวิจัยนี้ถูกออกแบบส่วนผสมคอนกรีตตามมาตรฐาน ACI 211.1-91 (Standard Practice for Selecting Proportions for Normal, Heavyweight, and Mass Concrete, 2021) ให้มีกำลังอัดประลัยไม่น้อยกว่า 21 เมกะปาสคาล ที่อายุการบ่มเท่ากับ 28 วัน และมีค่าการยุบตัวของคอนกรีตอยู่ระหว่าง 70 ถึง 100 มิลลิเมตร โดยผลการทดสอบกำลังอัดของคอนกรีตที่อายุการบ่ม 28 วัน เท่ากับ 22.8 เมกะปาสคาล สำหรับการเตรียมตัวอย่างการเร่งการกัดกร่อนของเหล็กเส้นในคอนกรีตด้วยสารละลายโซเดียมคลอไรด์ที่เข้มข้นร้อยละ 3.5 เริ่มต้นด้วยการฝังเหล็กข้ออ้อยขนาด 12 มิลลิเมตร ลงในแบบหล่อรูปทรงปริซึมขนาด $75 \times 75 \times 300$ มิลลิเมตร โดยตัวอย่างคอนกรีตจะมีการแปรผันระยะหุ้ม (Covering) เป็น 3 ระยะหุ้ม (รูปที่ 2) ประกอบด้วย (1) ด้านขวาและซ้ายของตัวอย่างคอนกรีตมีระยะหุ้มเท่ากับ 31.5 มิลลิเมตร (2) ด้านบนตัวอย่างคอนกรีตมีระยะหุ้มเท่ากับ 20 มิลลิเมตร (3) ด้านล่างตัวอย่างคอนกรีตมีระยะหุ้มเท่ากับ 43 มิลลิเมตร หลังจากนั้นดำเนินการเทคอนกรีตลงในแบบหล่อและทิ้งไว้ในห้องควบคุมอุณหภูมิจนครบ 24 ชั่วโมง จึงดำเนินการถอดแบบและห่อตัวอย่างด้วยฟิล์มพลาสติกเพื่อป้องกันการสูญเสียความชื้นของตัวอย่างคอนกรีตและบ่มตัวอย่างไว้ในห้องควบคุมอุณหภูมิจนครบอายุการบ่มเท่ากับ 28 วัน



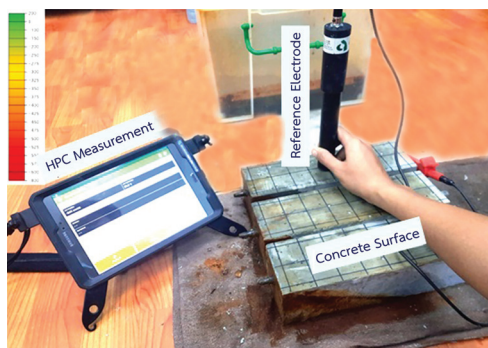
รูปที่ 2 การวางเหล็กเสริมในคอนกรีตและระยะหุ้มคอนกรีต

3. การทดสอบความเป็นไปได้การเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ (Half-Cell Potential) หลังการเร่งการกัดกร่อนด้วยสารละลายโซเดียมคลอไรด์

การทดสอบความเป็นไปได้การเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ (Half-Cell Potential) หลังการเร่งการกัดกร่อนด้วยสารละลายโซเดียมคลอไรด์ โดยการทดสอบดำเนินการตามมาตรฐาน ASTM C876-15 (Standard Test Method for Corrosion Potentials of Uncoated Reinforcing Steel in Concrete, 2022) สำหรับเกณฑ์การประเมินค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ หลังจากขั้นตอนการเตรียมตัวอย่างคอนกรีต จะเริ่มต้นด้วยการวัดค่าศักย์ไฟฟ้าของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กก่อนดำเนินการเร่งสนิมและดำเนินการบันทึกค่าที่ได้เป็น 0 ชั่วโมง หลังจากนั้นดำเนินการต่อวงจรไฟฟ้าโดยให้เหล็กด้านบนเป็นขั้วบวกและให้แผ่นอะลูมิเนียมถูกแช่ในสารละลายโซเดียมคลอไรด์ที่มีความเข้มข้นร้อยละ 3.5 ที่มีการแปรผันปริมาณของสารละลายโซเดียมคลอไรด์ร้อยละ 25 50 และ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเป็นขั้วลบ การเชื่อมต่อกับชุดควบคุมการเร่งการกัดกร่อนจะใช้สายไฟ 2 เส้นในการเชื่อมต่อวงจรระหว่างเหล็กเสริมและแผ่นอะลูมิเนียมเข้ากับแหล่งจ่ายแรงดันไฟฟ้าขนาด 24 โวลต์ (รูปที่ 3(ก)) และดำเนินการเร่งการเกิดสนิมที่ระยะเวลาเท่ากับ 3 6 และ 9 ชั่วโมง หลังครบระยะเวลาการเร่งการกัดกร่อนการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตแต่ละช่วงเวลา ตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กจะถูกนำออกจากการแช่ในสารละลายโซเดียมคลอไรด์และดำเนินการซับผิวคอนกรีตให้แห้ง และบันทึกค่าศักย์ไฟฟ้าของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก โดยวิธีการค่าศักย์ไฟฟ้าจะวางอิเล็กโทรดอ้างอิงบนพื้นผิวคอนกรีต และอีกขั้วหนึ่งเชื่อมต่อโดยตรงกับพื้นผิวของคอนกรีตเสริมเหล็ก และดำเนินการวัดตัวอย่างทั้ง 4 ด้าน โดยแต่ละด้านมีระยะหุ้ม (Covering) คือ ด้านที่ 1 ระยะหุ้ม 43 มิลลิเมตร ด้านที่ 2 ระยะหุ้ม 31.5 มิลลิเมตร ด้านที่ 3 ระยะหุ้ม 20 มิลลิเมตร และด้านที่ 4 ระยะหุ้ม 31.5 มิลลิเมตร (รูปที่ 3(ข)) โดยผลการทดสอบใช้ค่าเฉลี่ยจากการทดสอบจำนวน 3 ตัวอย่าง และแต่ละตัวอย่างดำเนินการวัดจำนวน 24 จุด



(ก) การแช่ตัวอย่างในสารละลายโซเดียมคลอไรด์และการติดตั้งเครื่องมือทดสอบ

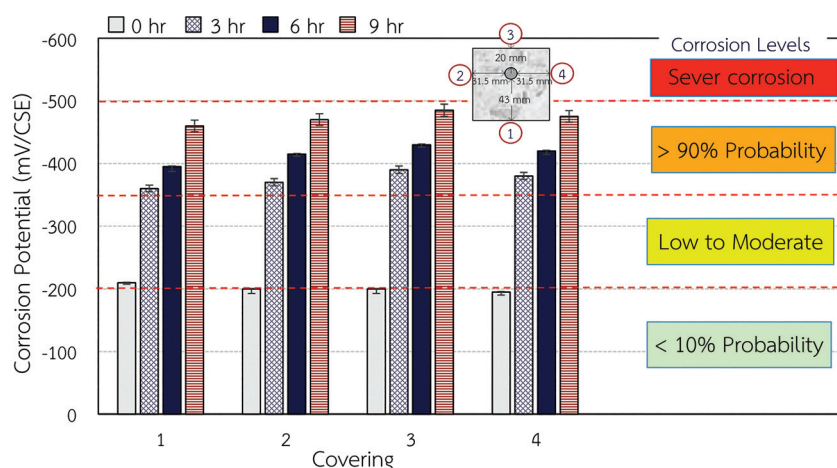


(ข) การวัดพื้นที่การเกิดสนิมหลังจากการเร่งการกัดกร่อนด้วยสารละลายโซเดียมคลอไรด์

รูปที่ 3 ทดสอบความคงทนต่อการกัดกร่อนของสารละลายโซเดียมคลอไรด์ด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ (Phiangphimai et al., 2023)

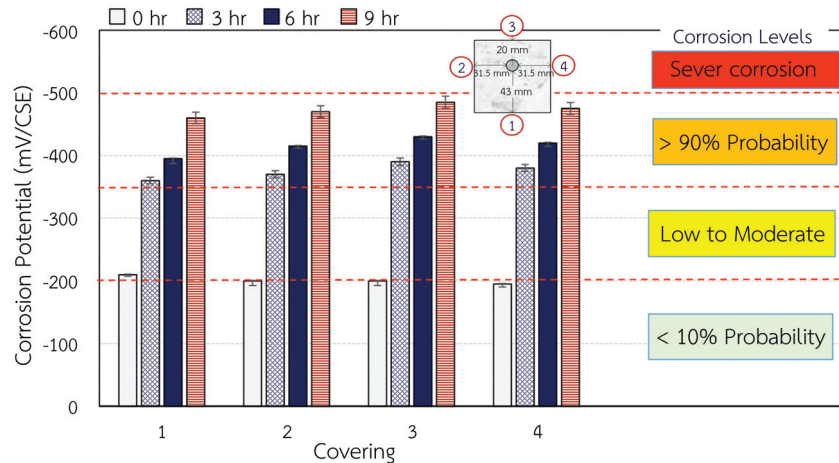
ผลการทดลองและวิจารณ์

ผลการทดสอบการแปรผันปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์ร้อยละ 25 50 และ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีต และระยะเวลาการเร่งเท่ากับ 0 3 6 และ 9 ชั่วโมง ต่อความสามารถในการกัดกร่อนที่เกิดจากคลอไรด์ของคอนกรีตเสริมเหล็กด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ ดังรูปที่ 4 - 6 จากผลการทดสอบพบว่า ค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กมีแนวโน้มเกิดสนิมเพิ่มมากขึ้นตามระยะเวลาในการเร่งในสารละลายโซเดียมคลอไรด์มากขึ้น (หมายเหตุ: ค่าติดลบเพิ่มขึ้นแสดงถึงโอกาสในการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตมากขึ้น) โดยค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์หลังจากการเร่งการกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีตมากกว่า 3 ชั่วโมงขึ้นไปจะมีค่าติดลบมากกว่า 350 mV/CSE แสดงถึงโอกาสของเหล็กเริ่มจะเกิดสนิมมากถึงร้อยละ 90 ตามรายละเอียดโอกาสการเกิดสนิมของมาตรฐาน ASTM C876-15 (Standard Test Method for Corrosion Potentials of Uncoated Reinforcing Steel in Concrete, 2022) นอกจากนั้นยังพบว่าปริมาณของสารละลายโซเดียมคลอไรด์สำหรับใช้ในการเร่งการเกิดสนิมที่เพิ่มขึ้นส่งผลให้ค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ติดลบมากขึ้นเช่นเดียวกันกับปัจจัยของระยะเวลาในการเร่ง



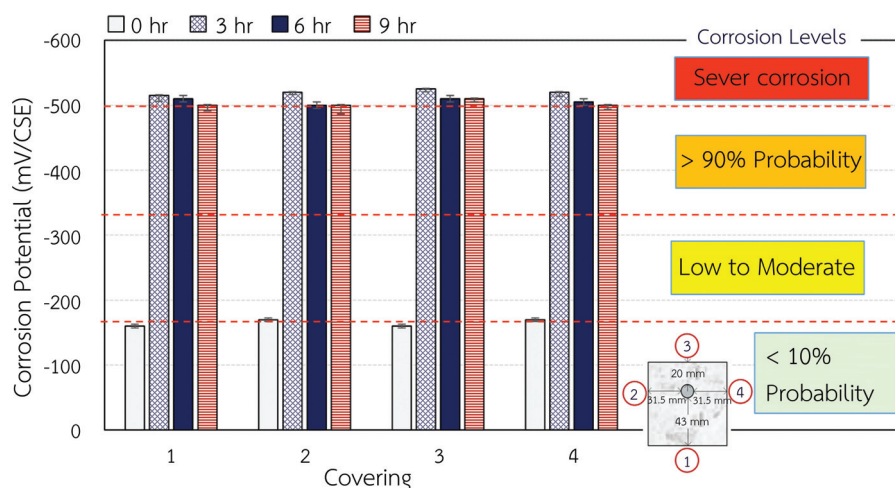
รูปที่ 4 การวัดค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ ในระดับความสูงร้อยละ 25 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีต

จากรูปที่ 4 พบว่า การใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 25 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กจะมีแนวโน้มของค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ติดลบเพิ่มขึ้น และเมื่อระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 9 ชั่วโมง แสดงให้เห็นว่าค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์เฉลี่ยทั้ง 4 ด้านของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กอยู่ระหว่าง -460 ถึง -485 mV/CSE ซึ่งอยู่ในช่วงสีเหลืองเข้มของพื้นที่การเกิดสนิมด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์แสดงถึงความน่าจะเป็นมากกว่าร้อยละ 90 ณ เวลาที่ตรวจวัดที่จะเกิดสนิม นอกจากนั้นยังแสดงให้เห็นว่า เมื่อใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 25 และระยะเวลาการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 9 ชั่วโมง มีแนวโน้มการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีตสูงสุด นอกจากนั้นรูปที่ 4 ยังพบว่าระยะหุ้มของคอนกรีตที่เพิ่มขึ้นสามารถช่วยลดโอกาสการเกิดสนิมได้แต่อย่างไรก็ตามค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของทุกระยะหุ้มของคอนกรีตไม่แตกต่างกันมาก ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Pattarakittam et al. (2012) ที่รายงานไว้ว่าผลของระยะหุ้มคอนกรีตต่อค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ไม่ค่อยเห็นผลชัดเจนในช่วงระยะการเริ่มต้นของการพัฒนากำลังคอนกรีต แต่อย่างไรก็ตามผลการทดสอบข้างนี้สามารถยืนยันได้ว่า ระยะหุ้มของโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กที่มีการสัมผัสกับคลอไรด์สามารถเพิ่มความสามารถต้านทานการกัดกร่อนของสารละลายคลอไรด์ได้ตามข้อแนะนำของงานวิจัยที่ผ่านมา (Chindaprasirt et al., 2024)



รูปที่ 5 การวัดค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ในระดับความสูงร้อยละ 50 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีต

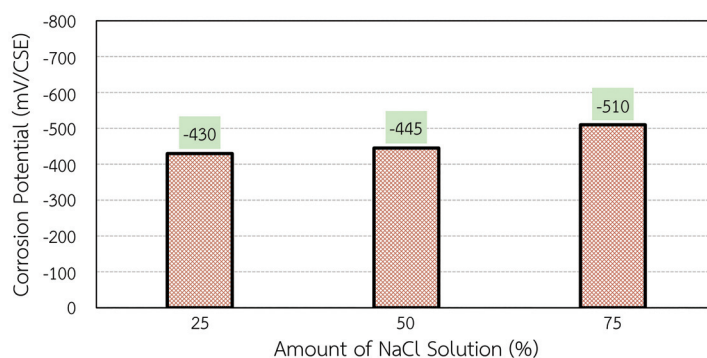
จากรูปที่ 5 พบว่า การใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 50 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กมีแนวโน้มเป็นไปในทิศทางเดียวกันกับการใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 25 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก กล่าวคือ การเร่งการเกิดสนิมที่ระยะเวลาเท่ากับ 9 ชั่วโมง จะมีค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์เฉลี่ยทั้ง 4 ด้านของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กอยู่ระหว่าง -505 ถึง -525 mV/CSE ซึ่งอยู่ในช่วงสีแดงเข้มของพื้นที่การเกิดสนิมด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์แสดงถึงเกิดการกัดกร่อนอย่างรุนแรง ณ เวลาที่ตรวจวัด บ่งบอกถึงตัวอย่างเหล็กเสริมในคอนกรีตมีโอกาสเกิดสนิมเกือบทั้งหมด นอกจากนี้ความสามารถสูงสุดของเครื่องมือในการวัดพื้นที่การเกิดสนิมด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์มีค่าไม่เกิน -750 mV/CSE ดังนั้น การดำเนินการทดสอบการวัดพื้นที่การเกิดสนิมด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ที่มีการใช้แรงดันไฟฟ้าขนาด 24 โวลต์ ควรใช้เวลาไม่เกิน 9 ชั่วโมง ในการเร่งการเกิดสนิมของเหล็กเสริมของตัวอย่างเนื่องด้วยค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์มากกว่า -500 ถึง -750 mV/CSE จะไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ นอกจากนี้รูปที่ 5 ยังพบว่า ระยะหุ้มของโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กมีแนวโน้มสามารถชะลอการกัดกร่อนจากสารละลายโซเดียมคลอไรด์ทำนองเดียวกันกับการใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 25 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก



รูปที่ 6 การวัดค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ในระดับความสูงร้อยละ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีต

รูปที่ 6 แสดงการเปรียบเทียบค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กเมื่อแปรผันปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์ร้อยละ 25 50 และ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตที่ระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 6 ชั่วโมง ซึ่งการเลือกนำเสนอที่ระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 6 ชั่วโมงเนื่องด้วยจะมีโอกาสการเกิดสนิม

มากกว่าร้อยละ 90 ณ เวลาที่ตรวจวัดที่จะเกิดสนิม เมื่อเปรียบเทียบกับระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 9 ชั่วโมง จะเกิดการกัดกร่อนอย่างรุนแรง ณ เวลาที่ตรวจวัดผลการวิเคราะห์แสดงให้เห็นว่า การใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ ในระดับความสูงร้อยละ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กมีแนวโน้มแตกต่างกับการใช้สารละลาย โซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 25 และ 50 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก กล่าวคือ เหล็กเสริม ในคอนกรีตมีแนวโน้มเกิดการกัดกร่อนอย่างรุนแรง ณ เวลาที่ตรวจวัดอย่างรวดเร็วตั้งแต่ระยะการเร่งเท่ากับ 3 ชั่วโมง โดยมีค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์อยู่ในช่วงระหว่าง -515 ถึง -525 mV/CSE และเมื่อเพิ่มระยะเวลาการเร่งเป็น 6 ชั่วโมง และ 9 ชั่วโมง ค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์มีแนวโน้มลดลงเล็กน้อย ซึ่งสอดคล้องกับพื้นที่การเกิดสนิมด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ จะอยู่ในช่วงสีแดงเข้มทั้งหมดแสดงถึงเกิดการกัดกร่อนอย่างรุนแรง ณ เวลาที่ตรวจวัด นอกจากนี้เมื่อพิจารณาปัจจัย ของระยะหุ้มของคอนกรีตเสริมเหล็กพบว่า ความแตกต่างของระยะหุ้มของคอนกรีตเสริมเหล็กไม่ส่งผลต่อค่าศักย์ไฟฟ้า ครึ่งเซลล์อย่างมีนัยสำคัญ อาจเนื่องมาจากปริมาณการใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ที่สูงแสดงถึงความสามารถแทรกซึม ของคลอไรด์ไอออนในคอนกรีตมากขึ้นซึ่งสอดคล้องกับรายงานวิจัยของ Chindaprasirt et al. (2024) ที่ได้สรุปไว้ว่า ความเข้มข้นของคลอไรด์ไอออนมีแนวโน้มส่งเสริมการกัดกร่อนของเหล็กเสริมมากขึ้น



รูปที่ 7 การเปรียบเทียบค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กเมื่อแปรผันปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์ร้อยละ 25 50 และ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตที่ระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 6 ชั่วโมง

รูปที่ 7 แสดงการเปรียบเทียบค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กเมื่อแปรผันปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์ร้อยละ 25 50 และ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีตที่ระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 6 ชั่วโมง และพิจารณาระยะหุ้มเท่ากับ 20 มิลลิเมตร พบว่า ค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของคอนกรีตเสริมเหล็กเมื่อใช้ปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 25 และ 50 ของความสูงตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กมีแนวโน้มใกล้เคียงกัน ขณะที่การใช้ปริมาณสารละลายในระดับความสูงร้อยละ 75 จะมีค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของคอนกรีตเพิ่มขึ้นอย่างชัดเจนเมื่อพิจารณาเปรียบเทียบกับปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 50 ซึ่งสอดคล้องกับผลการวิเคราะห์ข้างต้นไว้ว่า ปัจจัยของความเข้มข้นของคลอไรด์ไอออนมีแนวโน้มส่งผลต่อการเกิดสนิมของเหล็กเสริมในคอนกรีต (Chindaprasirt et al., 2024)

จากผลการทดสอบข้างต้นสามารถสรุปได้ว่า ปริมาณการใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงไม่ควรเกินร้อยละ 50 ของความสูงตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก และระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมของเหล็กเสริมไม่ควรเกิน 6 ชั่วโมง เนื่องด้วยค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของคอนกรีตไม่ถึงช่วงเกิดการกัดกร่อนอย่างรุนแรง ณ เวลาที่ตรวจวัด หรือมีโอกาสการเกิดสนิมมากกว่าร้อยละ 90 ณ เวลาที่ตรวจวัดที่จะเกิดสนิม ทำให้สามารถพิจารณาความแตกต่างของโอกาสการเกิดสนิมได้อย่างชัดเจนเมื่อพิจารณาเปรียบเทียบกับปริมาณการใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 75 ของความสูงตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กและระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมของเหล็กเสริมมากกว่า 9 ชั่วโมง ที่มีแนวโน้มของเหล็กเสริมในคอนกรีตเกิดการกัดกร่อนอย่างรุนแรง ณ เวลาที่ตรวจวัดอย่างรวดเร็วตั้งแต่ระยะการเร่งเท่ากับ 3 ชั่วโมง

สรุปผล

จากการศึกษาการแปรผันปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์ร้อยละ 25 50 และ 75 ของความสูงของตัวอย่างคอนกรีต ระยะเวลาการเร่งการเกิดสนิมเท่ากับ 0 3 6 และ 9 ชั่วโมง และระยะหุ้มของคอนกรีตเสริมเหล็กต่อการกัดกร่อนที่เกิดจากคลอไรด์ของคอนกรีตเสริมด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ สามารถสรุปได้ว่า ค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์ของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กมีแนวโน้มเกิดสนิมเพิ่มมากขึ้นตามปริมาณสารละลายโซเดียมคลอไรด์และระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมมากขึ้น จากผลการทดสอบข้างต้นสามารถให้ข้อแนะนำสำหรับการทดสอบการประเมินการกัดกร่อนของเหล็กเสริมในคอนกรีตที่เกิดจากคลอไรด์ด้วยวิธีศักย์ไฟฟ้าแบบครึ่งเซลล์ได้ว่า ปริมาณการใช้สารละลายโซเดียมคลอไรด์ในระดับความสูงร้อยละ 25 ของความสูงตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็ก และระยะเวลาในการเร่งการเกิดสนิมของเหล็กเสริมเท่ากับ 3 ชั่วโมง เป็นขอบเขตที่เหมาะสมสำหรับการทดสอบในห้องปฏิบัติการ (มีค่าศักย์ไฟฟ้าครึ่งเซลล์เฉลี่ยทั้ง 4 ด้านของตัวอย่างคอนกรีตเสริมเหล็กต่ำกว่า -400 mV/CSE ณ เวลาที่ตรวจวัด) นอกจากนั้นผลการพิจารณาระยะหุ้มของคอนกรีตเสริมเหล็กต่อความสามารถต้านทานการกัดกร่อนของสารละลายโซเดียมคลอไรด์พบว่า ระยะหุ้มของโครงสร้างคอนกรีตเสริมเหล็กที่มีการสัมผัสกับคลอไรด์สามารถเพิ่มความสามารถต้านทานการกัดกร่อนของสารละลายคลอไรด์ได้

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยนี้ได้รับการสนับสนุนจากงบประมาณโครงการวิจัยทุนสนับสนุนงานมูลฐาน (Fundamental Fund) ประจำปีงบประมาณ พ.ศ. 2567 เลขที่ FF67/P1-042

References

- Adriman, R., Ibrahim, I.B.M., Huzni, S., Fonna, S. and Ariffin, A.K. (2022). Improving Half-Cell Potential Survey Through Computational Inverse Analysis for Quantitative Corrosion Profiling. *Case Studies in Construction Materials*, 16, e00854. <https://doi.org/10.1016/j.cscm.2021.e00854>
- Chindaprasit, P., Hanjitsuwan, S., Damrongwiriyapap, N., Li, L.-Y. and Phoo-Ngernkham, T. (2024). Fly Ash-Based Alkali-Activated Repair Material for Concrete Exposed to Aggressive Environment. In *Eco-Efficient Repair and Rehabilitation of Concrete Infrastructures* (pp. 251-272). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-443-13470-8.00001-0>
- Hanjitsuwan, S., Tho-in, T. and Phoo-ngernkham, T. (2022). Influence of NaOH Concentration and Sand to Binder Ratio on Hybrid Cement Mortar for Filled Materials in Notched Concrete Beam. *RMUTI JOURNAL Science and Technology*, 15(1), 1-10. <https://ph01.tci-thaijo.org/index.php/rmutijo/article/view/245286/168422> (in Thai)
- Hussain, R.R. (2011). Underwater Half-Cell Corrosion Potential Bench Mark Measurements of Corroding Steel in Concrete Influenced by a Variety of Material Science and Environmental Engineering Variables. *Measurement*, 44(1), 274-280. <https://doi.org/10.1016/j.measurement.2010.10.002>
- Kim, Y.Y., Kim, J.M., Bang, J.W. and Kwon, S.J. (2014). Effect of Cover Depth, w/c Ratio, and Crack Width on Half Cell Potential in Cracked Concrete Exposed to Salt Sprayed Condition. *Construction and Building Materials*, 54, 636-645. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2014.01.009>
- Leelalerkiet, V., Kyung, J.W., Ohtsu, M. and Yokota, M. (2004). Analysis of Half-Cell Potential Measurement for Corrosion of Reinforced Concrete. *Construction and Building Materials*, 18(3), 155-162. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2003.10.004>

- Naidu Gopu, G. and Joseph, S.A. (2022). Corrosion Behavior of Fiber-Reinforced Concrete - A Review. *Fibers*, 10(5), 38; <https://doi.org/10.3390/fib10050038>
- Pangdaeng, S., Ngamtavee, S., Tho-in, T., Hanjitsuwan, S. and Phoo-ngernkham, T. (2022). Mechanical Properties of Fly Ash Geopolymer Concrete Incorporating Clay Residue and Silica Fume. *RMUTI JOURNAL Science and Technology*, 15(2), 1-10. <https://ph01.tci-thaijo.org/index.php/rmutijo/article/view/245139/169243> (in Thai)
- Pattarakittam, T., Suwanvitaya, P. and Yodsudjai, W. (2012). Factors Influencing Half-Cell Potential Measurement Analysis in Reinforced Concrete. *Proceedings of International Conference on Highway Engineering 2012, Sustainable Innovation Toward Green Highways*. 443-448. Bangkok, Thailand.
- Phiangphimai, C., Joinok, G., Phoo-ngernkham, T., Damrongwiriyanupap, N., Hanjitsuwan, S., Suksiripattanapong, C., Sukontasukkul, P. and Chindaprasirt, P. (2023). Durability Properties of Novel Coating Material Produced by Alkali-Activated/Cement Powder. *Construction and Building Material*, 363, 129837. <https://doi.org/10.1016/j.conbuildmat.2022.129837>
- Standard Test Method for Density, Relative Density (Specific Gravity), and Absorption of Coarse Aggregate. (2015). *American Society for Testing and Materials*. ASTM C127-15.
- Standard Test Method for Acid-Soluble Chloride in Mortar and Concrete. (2020). *American Society for Testing and Materials*. ASTM C1152/C1152M-20.
- Standard Practice for Selecting Proportions for Normal, Heavyweight, and Mass Concrete. (2021). *American Concrete Institute*. ACI 211.1-91.
- Standard Test Method for Electrical Indication of Concrete's Ability to Resist Chloride Ion Penetration. (2022). *American Society for Testing and Materials*. ASTM C1202-22.
- Standard Test Methods for Density, Relative Density (Specific Gravity), and Absorption of Fine Aggregate. (2022). *American Society for Testing and Materials*. ASTM C128-22.
- Standard Test Method for Corrosion Potentials of Uncoated Reinforcing Steel in Concrete. (2022). *American Society for Testing and Materials*. ASTM C876-22.
- Tho-in, T., Latulee, C., Phoo-ngernkham, T., Amornpinyo, P., Phonkasi, S. and Yodsiri, P. (2021). Influence of Ordinary Portland Cement and Different Alkali Solution Ratio in Geopolymer Mortar on Time of Setting and Compressive Strength for use as a Repaired Materials. *RMUTI JOURNAL Science and Technology*, 14(3), 18-31. <https://ph01.tci-thaijo.org/index.php/rmutijo/article/view/245178/168086> (in Thai)

การพัฒนาผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่โดยใช้สารทดแทนไขมัน

Development of Low-fat Ice cream Product from Broken Riceberry Rice Using Fat Substitutes

เพ็ญศิริ คงสิทธิ์ และสุวรรณี ปานเจริญ*

Phensiri Khongsit and Suworanee Pancharoen*

Received: October 4, 2024; Revised: November 11, 2024; Accepted: November 13, 2024

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อพัฒนาผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่โดยใช้สารทดแทนไขมันจากการศึกษาปริมาณข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 10 20 และ 30 (แทนที่ส่วนผสมของน้ำเปล่า) เพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐาน พบว่าปริมาณปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นที่เหมาะสม คือ ร้อยละ 20 (แทนที่ส่วนผสมของน้ำเปล่า) จากการศึกษาชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ ได้แก่ ทวีน 80 (TW) เวย์โปรตีนไอโซเลท (WPI) และมอลโทเดกซ์ทริน (MD) ร้อยละ 2 3 และ 4 พบว่าไอศกรีมที่ใส่ MD 4 % มีอัตราการละลายน้อยที่สุด และมีปริมาณไขมันน้อยที่สุด ($p \leq 0.05$) ซึ่งมีปริมาณไขมันลดลงจากสูตรพื้นฐานร้อยละ 85.19 ไอศกรีมที่ใส่ TW 4 % มีค่าความแข็งและความหนืดมากที่สุด ($p \leq 0.05$) และไอศกรีมที่ใส่ WPI 4 % MD 3 % และ MD 4 % มีค่าการขึ้นฟูน้อยที่สุด ($p \leq 0.05$) จากการทดสอบทางประสาทสัมผัสกับผู้บริโภคที่มีอายุระหว่าง 15 - 60 ปี จำนวน 30 คน พบว่าผู้บริโภคให้คะแนนความชอบในด้านสี กลิ่น รสชาติ และการยอมรับโดยรวมต่อไอศกรีมที่ใส่ WPI 4 % MD 3 % และ MD 4 % อยู่ในระดับปานกลาง (7.22 - 7.61 คะแนน) จากผลการศึกษาพบว่าสารทดแทนไขมันที่เหมาะสมเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ คือ มอลโทเดกซ์ทรินร้อยละ 4 (แทนที่ส่วนผสมของน้ำกะทิ) โดยสูตรของไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ที่พัฒนาขึ้นมีส่วนผสมดังนี้ น้ำกะทิ มอลโทเดกซ์ทริน น้ำเปล่า ข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้น น้ำใบเตย น้ำตาลทราย และเกลือป่น ร้อยละ 38.4 1.6 28.0 7.0 5.0 19.7 และ 0.3 ตามลำดับ

คำสำคัญ : ไอศกรีม; ข้าวไรซ์เบอร์รี่; ไขมันต่ำ; สารทดแทนไขมัน

คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏเทพสตรี

Faculty of Science and Technology, Thepsatri Rajabhat University

* Corresponding Author, Tel. 06 2198 5551, E - mail: suworanee.p@lawasri.tru.ac.th

Abstract

This research aims to develop a low-fat ice cream product from broken riceberry rice by using fat substitutes. The study investigated the appropriate concentration of riceberry rice slurry at 10 %, 20 %, and 30 % (replacing the water component) in the basic riceberry broken rice ice cream formulation. The results showed that a suitable concentration of riceberry rice slurry was 20 %, replacing the water. The study of types and concentrations of fat substitutes for the low-fat ice cream product included Tween 80 (TW), whey protein isolate (WPI), and maltodextrin (MD) at 2 %, 3 %, and 4 %. It was found that ice cream with MD 4 % had the lowest melt rate and the lowest fat content ($p \leq 0.05$), with a fat reduction of 85.19 % compared to the basic formulation. Ice cream with TW 4 % had the highest hardness and viscosity ($p \leq 0.05$), and ice creams with WPI 4 %, MD 3 %, and MD 4 % had the lowest overrun values ($p \leq 0.05$). Sensory testing with 30 consumers aged 15 - 60 revealed that consumers rated their liking for the color, aroma, taste, and overall acceptability of ice creams with WPI 4 %, MD 3 %, and MD 4 % at a moderate level (scoring between 7.22 and 7.61). The study concluded that the appropriate fat substitute for low-fat broken riceberry rice ice cream is 4% maltodextrin (replacing the coconut milk component). The developed low-fat riceberry broken rice ice cream formula includes the following ingredients: coconut milk, maltodextrin, water, riceberry rice slurry, pandan leaf juice, sugar, and salt, at 38.4, 1.6, 28.0, 7.0, 5.0, 19.7, and 0.3%, respectively.

Keywords: Ice Cream; Riceberry Rice; Low-Fat; Fat Substitutes

บทนำ

ข้าวไรซ์เบอร์รี่เป็นข้าวที่เกิดจากการผสมข้ามสายพันธุ์ระหว่างข้าวเจ้าหอมนิล และข้าวขาวดอกมะลิ 105 โดยลักษณะเป็นข้าวเจ้าสีม่วงเข้ม เมล็ดข้าวเรียวยาว และผิวมันวาว ข้าวไรซ์เบอร์รี่เป็นวัตถุดิบที่มีสารอาหารสูง ได้แก่ โปรตีน ไขมัน วิตามินและแร่ธาตุ นอกจากนี้ข้าวไรซ์เบอร์รี่มีคุณสมบัติเด่นทางด้านโภชนาการคือ มีสารต้านอนุมูลอิสระสูง ได้แก่ เบต้าแคโรทีน แกมมาโอไรซานอล วิตามินอี แทนนิน และฟอสเฟต จึงมีสรรพคุณในการช่วยบำรุงร่างกาย และทำให้เกิดการสร้างคอลลาเจน ลดการอักเสบที่ผิวหนัง ช่วยลดริ้วรอยและชะลอความแก่ นอกจากนี้ยังมีดัชนีน้ำตาลต่ำ-ปานกลาง จึงช่วยชะลอการดูดซึมน้ำตาลทำให้ระดับน้ำตาลในเลือดขึ้นช้ากว่าการบริโภคข้าวกล้องและข้าวขัดสีทั่วไป นอกจากนี้จะรับประทานเพื่อเสริมสร้างสุขภาพที่ดี ยังช่วยลดความเสี่ยงต่อการเป็นโรคเมตabolic และจากการศึกษาวิจัยยังพบว่าในข้าวกล้องไรซ์เบอร์รี่มีเส้นใยอาหารอยู่ปริมาณมาก ซึ่งช่วยลดระดับไขมันและคอเลสเตอรอล ป้องกันโรคหัวใจ ช่วยควบคุมน้ำหนัก ช่วยระบบขับถ่าย ถือว่าเป็นข้าวที่มีประโยชน์สารพัดเหมาะแก่คนรักสุขภาพ (Agricultural Editorial Board, 2014)

ไอศกรีมเป็นผลิตภัณฑ์แช่แข็งที่ได้รับความนิยมจากผู้บริโภค อีกทั้งตลาดไอศกรีมเป็นตลาดที่มีการเจริญเติบโตอย่างต่อเนื่องและมีกำไรสูง ส่วนผสมหลักของไอศกรีมประกอบด้วย ไขมันนม ของแข็งในนมที่ไม่รวมไขมันนม (Milk Solid Not Fat) หรือแร่ธาตุในนมไม่รวมไขมันนม (โปรตีน เกลือแร่ และน้ำตาลแล็กโทส) น้ำตาล อิมัลซิไฟเออร์ สารให้ความคงตัว สารให้กลิ่น และส่วนผสมอื่น ๆ เช่น ไข่ไก่ สี เป็นต้น ของผสมที่ได้เรียกว่า ไอศกรีมมิกซ์ โดยนำส่วนผสมไปผ่านการแปรรูปต่าง ๆ คือ การพาสเจอร์ไรซ์ การโฮมจิไนซ์ การบ่ม แล้วจึงไปปั่น ให้แข็ง พร้อมกับดีอากาศเข้าไป ทำให้ได้ผลิตภัณฑ์ที่มีความเรียบเนียนและความนุ่มตามต้องการ (Rattanapanon, 2014) ไขมันจัดเป็นองค์ประกอบหลักที่มีความสำคัญในการผลิตไอศกรีม การใช้ไขมันในปริมาณที่เหมาะสมจะช่วยให้ส่วนผสมมีความสมดุล ได้ไอศกรีมที่มีรสชาติที่ดี เนื้อสัมผัสที่เรียบเนียน กลิ่นรสดี และมีปริมาณไขมันตามมาตรฐานกำหนด นอกจากนี้ไขมันยังไม่มีผลในการ

ลดจุดเยือกแข็ง แต่การใช้ไขมันในปริมาณมากขึ้น ส่งผลให้ผลึกน้ำแข็งมีขนาดเล็กลง (Marshall Arbuckle, 1996) แต่ไอศกรีมมีส่วนประกอบที่มีไขมันสูงและมีบทบาทต่อการเพิ่มระดับคอเลสเตอรอลในกระแสเลือด ซึ่งเป็นสาเหตุทำให้เกิดโรคต่าง ๆ มากมาย เช่น โรคหัวใจ โรคความดันโลหิตสูง (Thiangtham, 2001) ปัจจุบันผู้บริโภคให้ความสำคัญต่อสุขภาพมากขึ้น การเปลี่ยนแปลงส่วนประกอบของผลิตภัณฑ์อาหาร โดยเฉพาะไขมันมักมีผลต่อรูป กลิ่น รสชาติ และเนื้อสัมผัสของอาหารให้ต่างจากเดิม

สารทดแทนไขมัน คือ สารที่ใช้ทดแทนไขมันในอาหาร ทำให้อาหารมีคุณภาพและเนื้อสัมผัสที่คล้ายกับผลิตภัณฑ์อาหารที่มีไขมันแต่ให้แคลอรีน้อยกว่า สารทดแทนไขมันมีหลายชนิดแบ่งออกเป็น 3 กลุ่มตามองค์ประกอบ ได้แก่ คาร์โบไฮเดรต โปรตีน และไขมัน โดยสารทดแทนไขมันที่นิยมใช้ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีม ได้แก่ มอลโทเดกซ์ทริน อินูลิน เซลลูโลส ไอ้ตทริม แป้งดัดแปร เวย์โปรตีน โปรตีนผสม อิมัลซิไฟเออร์ และทวิน 80 เป็นต้น มอลโทเดกซ์ทริน จัดเป็นสารทดแทนไขมันประเภทคาร์โบไฮเดรต ซึ่งเป็นพอลิแซ็กคาไรด์ที่ได้จากการย่อยโมเลกุลของสตาร์ชบางส่วนให้เป็นสายสั้น ๆ ของน้ำตาลกลูโคส มีลักษณะเป็นผงหรือเกล็ดสีขาวไม่มีรสหรือมีรสหวานเล็กน้อย สามารถละลายในน้ำได้ดี มีคุณสมบัติเป็นสารเพิ่มเนื้อที่เติมลงในไอศกรีมลดไขมัน เพื่อปรับปรุงคุณภาพทางด้านเนื้อสัมผัส ความหนืด และการขึ้นฟูของไอศกรีมที่มีการลดไขมัน (Ruansupa and Surapat, 2007) เวย์โปรตีนจัดเป็นสารทดแทนไขมันประเภทโปรตีน เป็นผลพลอยได้จากกระบวนการทำเนยแข็งแล้วทำให้เข้มข้น เป็นแหล่งของโปรตีนและวิตามิน ซึ่งมีคุณค่าทางโภชนาการสูง มีคุณสมบัติเป็นอิมัลซิไฟเออร์ ช่วยการขึ้นฟู ความสามารถในการจับตัวกับไขมัน ความสามารถในการดูดน้ำ ให้ความข้นหนืด และเป็นสารเพิ่มแรงตึงผิวให้กับไอศกรีมมีกซ์มีความคงตัวมากขึ้น (Russel, 2004) ส่วนโพลีออกซีเอทิลีนซอปีแทนโมโนโอเลอท์ หรือทวิน 80 (Tween 80) เป็นสารทดแทนไขมันประเภทไขมัน เป็นอิมัลซิไฟเออร์ที่ละลายได้ในน้ำ จัดอยู่ในประเภทโพลีซอลเบท มีโครงสร้างของโมเลกุลชนิดของกรดไขมันที่เกาะอยู่กับซอลบิทอล โดยโครงสร้างของทวิน 80 ประกอบด้วย กรดไขมันโอลิอิก มีคุณสมบัติเป็นอิมัลซิไฟเออร์ และสารเพิ่มความคงตัวในการผลิตไอศกรีม (Marshall et al., 2003)

ดังนั้นงานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อพัฒนาผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่โดยศึกษาชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมัน 3 ชนิด ได้แก่ ทวิน 80 เวย์โปรตีนไฮโดรเลท และมอลโทเดกซ์ทริน เพื่อเป็นการเพิ่มมูลค่าให้กับผลิตภัณฑ์โดยใช้ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ซึ่งเป็นผลผลิตทางการเกษตรที่มีราคาต่ำ นำมาแปรรูปเป็นผลิตภัณฑ์เพื่อสุขภาพและนำไปสู่การพัฒนาในเชิงพาณิชย์ต่อไป

วิธีดำเนินการวิจัย

ตอนที่ 1 ศึกษาปริมาณปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ขึ้นเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐาน
เตรียมปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ขึ้น โดยนำปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่มาล้างให้สะอาด ผสมกับน้ำเปล่า อัตราส่วนของปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ต่อน้ำเปล่าเท่ากับ 1:2 นำไปต้มที่อุณหภูมิ 80 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 30 นาที ทิ้งไว้ให้เย็น ที่อุณหภูมิห้อง นำส่วนผสมที่ได้มาปั่นด้วยเครื่องปั่นผสม (ยี่ห้อ Panasonic; รุ่น MX-5210 GM pulse ประเทศไทย) เป็นเวลา 2 นาที บรรจุใส่ถุงพลาสติกและปิดผนึก เก็บที่อุณหภูมิแช่เย็น (4 องศาเซลเซียส) เพื่อเตรียมไว้ใช้ต่อไป

ศึกษาปริมาณปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ขึ้น โดยใช้ทดแทนน้ำเปล่าในสูตรพื้นฐาน ในอัตราส่วนร้อยละ 10 20 และ 30 วางแผนการทดลองแบบสุ่มอย่างสมบูรณ์ (CRD) จะได้สิ่งทดลองทั้งหมด 3 สิ่งทดลอง ทำการทดลอง 3 ซ้ำ เพื่อหาปริมาณปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ขึ้นเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมจากข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐาน ดัดแปลงสูตรและกรรมวิธีการผลิตจากวิสาหกิจชุมชนการผลิตข้าวปลอดสารพิษ จังหวัดลพบุรี ส่วนผสมของไอศกรีม ได้แก่ น้ำกะทิ น้ำเปล่า น้ำใบเตย น้ำตาลทราย และเกลือป่น ร้อยละ 40.0 35.0 5.0 19.7 และ 0.3 ตามลำดับ โดยชั่งน้ำกะทิ น้ำเปล่า น้ำใบเตย ลงในภาชนะแบบหม้อตุ๋น แล้วนำมาให้ความร้อนที่อุณหภูมิ 65 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 10 - 15 นาที จากนั้นใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ขึ้น เกลือป่น และน้ำตาลทราย คนให้ละลายเข้ากัน แล้วนำมาปั่นผสมด้วยเครื่องปั่น (ยี่ห้อ Panasonic; รุ่น MX-5210 GM pulse ประเทศไทย) ที่ระดับความเร็วสูงสุดเป็นเวลา 2 นาที ทิ้งให้ส่วนผสมเย็น แล้วนำไปปั่นในตู้เย็นที่อุณหภูมิ 4 - 8 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 24 ชั่วโมง นำส่วนผสมที่ได้มาปั่นในเครื่องปั่นไอศกรีม

(ยี่ห้อ Katomo; รุ่น HA-3355 ประเทศญี่ปุ่น) เป็นเวลา 45 นาที แล้วตัดไอศกรีมที่ได้ใส่ถ้วยพลาสติกปิดฝาให้สนิท แช่ในตู้แช่เยือกแข็งที่อุณหภูมิ -18 ± 2 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 24 ชั่วโมง แล้วจึงนำมาวิเคราะห์ค่าคุณภาพด้านต่าง ๆ

ตอนที่ 2 ศึกษาชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่

ศึกษาชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ ศึกษาสารทดแทนไขมัน 3 ชนิด ได้แก่ ทวิน 80 (Tween 80; TW; บริษัท Seppic S.A., ประเทศฝรั่งเศส) ร้อยละ 2 3 และ 4 เวย์โปรตีนไอโซเลท (Whey Protein Isolate; WPI; บริษัท Hilmar whey, ประเทศไทย) ร้อยละ 2 3 และ 4 และมอลโทเดกซ์ทริน (Maltodextrin; MD; บริษัท Shandong Duqing, ประเทศไทย) ร้อยละ 2 3 และ 4 โดยแทนที่ในส่วนผสมของน้ำกะทิในสูตรพื้นฐานซึ่งได้จากการศึกษาในตอนที่ 1 วางแผนการทดลองแบบสุ่มอย่างสมบูรณ์ (CRD) จะได้สิ่งทดลองทั้งหมด 9 สิ่งทดลอง เทียบกับสูตรพื้นฐาน ทำการทดลอง 3 ซ้ำ แล้วจึงนำมาวิเคราะห์ค่าคุณภาพด้านต่าง ๆ

การวิเคราะห์คุณภาพของผลิตภัณฑ์

1.1 คุณภาพทางกายภาพ

1) อัตราการละลาย (Melting Rate) บรรจุไอศกรีมลงถ้วยพลาสติกที่ผ่านการแช่แข็งที่อุณหภูมิ -18 ± 2 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 24 ชั่วโมง ให้น้ำหนัก 95 ± 5 กรัม วางบนตะแกรงลวดที่อยู่บนกรวยซึ่งรองรับด้วยปิ๊กเกอร์ เริ่มจับเวลาการละลาย แล้วชั่งน้ำหนักไอศกรีมที่ละลายเวลาที่ 15 คำนวณน้ำหนักไอศกรีมที่ละลาย เทียบน้ำหนัก 100 กรัม (Garcia et al., 2009) ดังสมการที่ (1)

$$\text{อัตราการละลาย (ร้อยละ)} = \frac{\text{น้ำหนักไอศกรีมที่ละลาย}}{\text{น้ำหนักไอศกรีมเริ่มต้น}} \times 100 \quad (1)$$

2) ความหนืด (Viscosity) นำไอศกรีมที่ผ่านการบ่มแล้วที่อุณหภูมิประมาณ 4 ± 1 องศาเซลเซียส ปริมาตร 500 มล. ใส่ในปิ๊กเกอร์ขนาด 600 มล. วัดความหนืดด้วยเครื่อง Brookfield Viscometer (รุ่น DV-II+Pro EXTRA, ประเทศสหรัฐอเมริกา) ใช้หัววัดเบอร์ S64 ความเร็วรอบ 30 rpm แล้วอ่านค่าหลังจากมอเตอร์หมุนเป็นเวลา 30 วินาที (Yan et al., 2021)

3) การขึ้นฟู (Overrun) ชั่งน้ำหนักไอศกรีมเหลวในถ้วยพลาสติก หลังจากการปั่นเป็นไอศกรีม ชั่งน้ำหนักไอศกรีมที่บรรจุในถ้วยพลาสติกใบเดิม บันทึกน้ำหนักไอศกรีมที่ได้ นำข้อมูลไปคำนวณค่าร้อยละการขึ้นฟู (Adapa et al., 2000) ดังสมการที่ (2)

$$\text{การขึ้นฟู (ร้อยละ)} = \frac{\text{น้ำหนักไอศกรีมเหลว} - \text{น้ำหนักไอศกรีม}}{\text{น้ำหนักไอศกรีม}} \times 100 \quad (2)$$

4) ความแข็ง (Hardness) วัดค่าความแข็งด้วยเครื่อง Texture Analyzer (ยี่ห้อ Stable Microsystems, รุ่น TA. XT. Plus, ประเทศอังกฤษ) เตรียมตัวอย่างไอศกรีมบรรจุเต็มถ้วยพลาสติกขนาดความจุ 60 ลบ.ซม. ที่ผ่านการแช่เยือกแข็งที่อุณหภูมิ -18 ± 2 องศาเซลเซียส เป็นเวลา 24 ชั่วโมง ใช้หัววัดทรงกระบอก (P/2) กดลงไปในตัวอย่างเป็นระยะทาง 10 มิลลิเมตร ด้วยความเร็ว 2 มม.ต่อวินาที ควบคุมอุณหภูมิที่ 25 ± 2 องศาเซลเซียส ความแข็งของตัวอย่างไอศกรีมคือ ค่าแรงกดสูงสุด (N) (Aime et al., 2001)

5) ค่าสี (Color) นำตัวอย่างไอศกรีมบรรจุในถ้วยแก้วสำหรับใส่ตัวอย่าง วัดค่าด้วยเครื่องวัดค่าสี (ยี่ห้อ Hunter Lab รุ่น Color Hex Z2, ประเทศญี่ปุ่น) โดยใช้ระบบ CIE $L^* a^* b^*$ โดยที่ ค่า L^* คือค่าความสว่าง มีค่า 0 - 100 ค่า a^* คือค่าสีแดง (+) หรือสีเขียว (-) ของวัตถุ และค่า b^* คือค่าสีเหลือง (+) หรือสีน้ำเงิน (-) ของวัตถุ

6) ปริมาณของแข็งทั้งหมดที่ละลายน้ำได้ (Total Soluble Solid; TSS) วัดค่าด้วยเครื่อง Brix Refractometer (ยี่ห้อ Atago, รุ่น PAL-3, ประเทศญี่ปุ่น)

1.2 คุณภาพทางเคมี วิเคราะห์ปริมาณไขมัน โดยใช้วิธี Separation of Fat from Ice Cream ตามวิธี AOAC (2000)

1.3 คุณภาพทางประสาทสัมผัส ทดสอบคุณภาพทางประสาทสัมผัส ด้วยวิธี 9 Point Hedonic Scale (Chompreeda, 2007) ในด้านสี กลิ่น รสชาติ ลักษณะเนื้อสัมผัส และการยอมรับโดยรวมกับผู้บริโภคทั่วไปที่ไม่ได้รับการฝึกฝนที่มีอายุระหว่าง 15 - 60 ปี จำนวน 30 คน โดยได้ขอหมายเลขการรับรองจริยธรรมการวิจัย คือ TRU-EC No.036/67

การวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ

นำข้อมูลที่ได้ไปคำนวณค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน วิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of Variance, ANOVA) และเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยโดยวิธี Duncan's New Multiple Range Test (DMRT) ที่ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติร้อยละ 95 ด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป IBM SPSS Statistics สำหรับ Window

ผลการทดลองและการอภิปรายผล

ตอนที่ 1 ผลการศึกษาปริมาณปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐาน

จากการศึกษาปริมาณปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 10 20 และ 30 โดยแทนที่ส่วนผสมของน้ำเปล่าเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐานดังตารางที่ 1 และรูปที่ 1 พบว่าไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 10 20 และ 30 มีค่าสี L^* a^* b^* อัตราการละลาย ความหนืด การขึ้นฟู ความแข็ง และไขมัน มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) แต่ปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำได้มีค่าไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > 0.05$) โดยค่าสี L^* ของไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 20 และ 30 มีค่าความสว่างน้อยที่สุด ค่าสี a^* ของไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 30 มีค่าสีแดงมากที่สุด ค่าสี b^* ของไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 30 มีค่าสีเหลืองน้อยที่สุด เมื่อนำข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นมาใส่ในไอศกรีมจึงทำให้สีของผลิตภัณฑ์มีสีม่วงเข้มมากขึ้นตามปริมาณของไรซ์เบอร์รี่ชั้นที่เติมลงไป ไอศกรีมจะมีค่าความสว่าง (L^*) และค่าสีเหลือง (b^*) ลดลง แต่ค่าสีแดง (a^*) เพิ่มขึ้น เนื่องจากข้าวไรซ์เบอร์รี่ประกอบด้วย รงควัตถุแอนโทไซยานิน ซึ่งมีสีม่วง-แดงและน้ำเงิน (Khumkhom, 2019)

ตารางที่ 1 คุณภาพทางกายภาพและคุณภาพทางประสาทสัมผัสของผลิตภัณฑ์ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ในการคัดเลือกสูตรพื้นฐาน

ค่าคุณภาพ	ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่		
	ร้อยละ 10	ร้อยละ 20	ร้อยละ 30
คุณภาพทางกายภาพ			
ค่าสี L^*	54.30 ± 0.81 ^a	52.71 ± 0.32 ^b	52.52 ± 0.51 ^b
a^*	7.22 ± 0.82 ^b	7.33 ± 0.25 ^b	7.94 ± 0.32 ^a
b^*	6.54 ± 0.60 ^a	5.54 ± 0.54 ^b	5.12 ± 0.22 ^c
ปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำได้ (°Brix) ^{ns}	22.14 ± 0.35	22.05 ± 0.32	22.73 ± 0.42
อัตราการละลาย (ร้อยละ)	8.83 ± 0.91 ^a	6.32 ± 0.92 ^b	4.41 ± 0.63 ^c
ความหนืด (cP)	5,319.15 ± 32.92 ^c	8,851.14 ± 37.91 ^b	16,130.11 ± 87.42 ^a
การขึ้นฟู (ร้อยละ)	33.71 ± 0.83 ^a	32.83 ± 0.43 ^a	25.95 ± 0.31 ^c
ความแข็ง (N)	23.13 ± 0.54 ^c	32.91 ± 0.44 ^b	41.72 ± 0.91 ^a

ตารางที่ 1 คุณภาพทางกายภาพและคุณภาพทางประสาทสัมผัสของผลิตภัณฑ์ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ในการคัดเลือกสูตรพื้นฐาน (ต่อ)

ค่าคุณภาพ	ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่		
	ร้อยละ 10	ร้อยละ 20	ร้อยละ 30
คุณลักษณะทางประสาทสัมผัส (คะแนน)			
สี	7.46 ± 0.72^a	7.13 ± 0.61^b	6.80 ± 0.79^c
กลิ่น	7.40 ± 0.91^a	7.15 ± 0.82^{ab}	7.00 ± 0.87^b
รสชาติ	7.83 ± 0.73^a	7.03 ± 0.94^b	6.63 ± 0.69^c
เนื้อสัมผัส	7.30 ± 0.96^a	7.10 ± 0.91^b	6.83 ± 0.90^c
การยอมรับโดยรวม	7.90 ± 0.62^a	7.26 ± 0.89^b	6.66 ± 0.39^c

หมายเหตุ: ข้อมูลในตารางแสดงเป็นค่าเฉลี่ย $\pm$ ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน
^{a, b, c} ที่กำกับตัวเลขในแนวนอน หมายถึง มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$)
^{ns} ที่กำกับตัวเลขในแนวนอน หมายถึง มีค่าไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > 0.05$)



(ก) ร้อยละ 10



(ข) ร้อยละ 20



(ค) ร้อยละ 30

รูปที่ 1 ไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้น

ไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 30 มีอัตราการละลายและการขึ้นฟูน้อยที่สุด แต่มีความหนืดมากที่สุด เนื่องจากข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นมีลักษณะเป็นของเหลวข้นหนืดที่ใส่แทนที่ส่วนผสมของน้ำเปล่าในสูตร เมื่อใส่ข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นเพิ่มขึ้นจึงทำให้ปริมาณของแข็งเพิ่มขึ้นด้วย จึงส่งผลทำให้ไอศกรีมมีความหนืดมากขึ้น เวลาปั้นไอศกรีมจึงมีอากาศเข้าไปในโครงสร้างของไอศกรีมค่อนข้างน้อยจึงทำให้ไอศกรีมขึ้นฟูได้น้อยและมีการละลายได้ต่ำ

จากการทดสอบทางประสาทสัมผัสกับผู้บริโภคที่มีอายุระหว่าง 15 - 60 ปี จำนวน 30 คน เพื่อคัดเลือกปริมาณปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นที่เหมาะสมเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐาน พบว่าผู้บริโภคให้คะแนนความชอบด้านสี กลิ่น รสชาติ เนื้อสัมผัส และความชอบโดยรวม ต่อไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 10 20 และ 30 มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) โดยผู้บริโภคให้คะแนนความชอบในด้านสี กลิ่น รสชาติ เนื้อสัมผัส และความชอบโดยรวมต่อไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 10 มากที่สุด รองลงมาคือ ไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 20 และให้คะแนนความชอบต่อไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 30 น้อยที่สุด การใส่ข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นที่มากขึ้นทำให้ไอศกรีมมีสีม่วงเข้มมากขึ้น มีกลิ่น รสชาติค่อนข้างไปทางกลิ่นข้าวไรซ์เบอร์รี่ซึ่งเป็นกลิ่นวัตถุดิบหลักซึ่งเป็นปัจจัยหนึ่งของการยอมรับหรือไม่ยอมรับของผู้บริโภคที่มีต่อผลิตภัณฑ์อาหาร นอกจากนี้ การใส่ข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นเพิ่มขึ้นทำให้เนื้อของไอศกรีมมีความหนืดและเนื้อไม่เรียบเนียน จึงทำให้คะแนนความชอบด้านสี รสชาติ เนื้อสัมผัส และความชอบโดยรวมของผู้บริโภคที่มีต่อไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 30 อยู่ในระดับชอบเล็กน้อย จึงเลือกไอศกรีมที่ใส่ปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นร้อยละ 20 โดยแทนที่ส่วนผสมของน้ำเปล่าเป็นสูตรพื้นฐานเพื่อใช้ในการศึกษาต่อไป เนื่องจากเป็นสูตรที่ใส่ปริมาณข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นในปริมาณที่สูง ไอศกรีมที่ได้มีค่าการขึ้นฟูที่สูง และผู้บริโภคให้คะแนนความชอบทางด้านสี กลิ่น รสชาติ เนื้อสัมผัส และการยอมรับโดยรวมอยู่ในระดับความชอบปานกลาง โดยไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐานมีส่วนผสมของไอศกรีม ได้แก่ น้ำกะทิ

น้ำเปล่า ข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้น น้ำใบเตย น้ำตาลทราย และเกลือป่น ร้อยละ 40.0 28.0 7.0 5.0 19.7 และ 0.3 ตามลำดับ
ตอนที่ 2 ผลการศึกษาชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่

จากการศึกษาผลของชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมัน 3 ชนิด โดยแทนที่ในส่วนผสมของน้ำกะทิ ในสูตรพื้นฐาน ได้แก่ ทวีน 80 (TW) เวย์โปรตีนไอโซเลท (WPI) และมอลโทเดกซ์ทรีน (MD) ร้อยละ 2 3 และ 4 ต่อคุณภาพทางกายภาพและเคมีของผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ ดังตารางที่ 2 และ 3

ตารางที่ 2 ผลของชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันต่อค่าสี ปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำได้ และไขมันของผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่

สิ่งทดลอง	ค่าสี			ปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำได้ ($^{\circ}$ Brix) ^{ns}	ไขมัน (ร้อยละ)
	L*	a*	b*		
TW 2 %	51.91 $\pm$ 0.22 ^{de}	10.42 $\pm$ 0.31 ^a	6.81 $\pm$ 0.53 ^a	22.91 $\pm$ 0.30	4.92 $\pm$ 0.51 ^b
TW 3 %	52.28 $\pm$ 0.71 ^{cd}	8.23 $\pm$ 0.22 ^d	6.72 $\pm$ 0.42 ^a	22.92 $\pm$ 0.81	3.71 $\pm$ 0.42 ^{cd}
TW 4 %	53.12 $\pm$ 0.70 ^{abc}	9.19 $\pm$ 0.81 ^{cd}	5.07 $\pm$ 0.22 ^b	23.13 $\pm$ 0.12	3.63 $\pm$ 0.64 ^{cd}
WPI 2 %	51.22 $\pm$ 0.51 ^e	10.26 $\pm$ 0.25 ^{ab}	6.52 $\pm$ 0.34 ^a	22.94 $\pm$ 0.83	4.92 $\pm$ 0.23 ^b
WPI 3 %	52.15 $\pm$ 0.74 ^{cde}	8.54 $\pm$ 0.44 ^{cd}	6.54 $\pm$ 0.32 ^a	23.04 $\pm$ 0.92	3.84 $\pm$ 0.34 ^{cd}
WPI 4 %	53.24 $\pm$ 0.63 ^{ab}	9.71 $\pm$ 0.83 ^{ab}	5.23 $\pm$ 0.24 ^b	23.82 $\pm$ 0.82	3.23 $\pm$ 0.22 ^d
MD 2 %	52.17 $\pm$ 0.15 ^{cde}	10.15 $\pm$ 0.31 ^{ab}	6.82 $\pm$ 0.24 ^a	22.47 $\pm$ 0.23	4.33 $\pm$ 0.45 ^{bc}
MD 3 %	52.36 $\pm$ 0.47 ^{bcd}	8.64 $\pm$ 0.82 ^{cd}	6.84 $\pm$ 0.16 ^a	22.62 $\pm$ 0.34	2.44 $\pm$ 0.36 ^e
MD 4 %	53.51 $\pm$ 0.37 ^a	9.82 $\pm$ 0.83 ^{ab}	5.13 $\pm$ 0.75 ^b	23.06 $\pm$ 0.75	1.62 $\pm$ 0.44 ^f
สูตรพื้นฐาน	53.56 $\pm$ 0.31 ^a	9.32 $\pm$ 0.27 ^{bc}	6.12 $\pm$ 0.12 ^a	22.02 $\pm$ 0.36	10.94 $\pm$ 0.23 ^a

หมายเหตุ: ข้อมูลในตารางแสดงเป็นค่าเฉลี่ย+ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน

a, b, c ที่กำกับตัวเลขในแนวดิ่ง หมายถึง มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$)

^{ns} ที่กำกับตัวเลขในแนวดิ่ง หมายถึง มีค่าไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > 0.05$)

ตารางที่ 3 ผลของชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันต่ออัตราการละลายของความหนืด การขึ้นฟู และความแข็งของผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่

สิ่งทดลอง	อัตราการละลาย (ร้อยละ)	ความหนืด (cP)	การขึ้นฟู (ร้อยละ)	ความแข็ง (N)
TW 2 %	4.92 $\pm$ 0.51 ^b	15,890.32 $\pm$ 43.07 ^d	29.20 $\pm$ 0.22 ^{bc}	33.62 $\pm$ 0.15 ^f
TW 3 %	3.71 $\pm$ 0.42 ^{cd}	17,963.62 $\pm$ 34.91 ^b	28.15 $\pm$ 0.11 ^{cd}	38.72 $\pm$ 0.22 ^d
TW 4 %	3.63 $\pm$ 0.64 ^{cd}	19,866.04 $\pm$ 90.50 ^a	27.12 $\pm$ 0.80 ^d	63.33 $\pm$ 0.61 ^a
WPI 2 %	4.92 $\pm$ 0.23 ^b	9,248.04 $\pm$ 50.92 ^h	29.91 $\pm$ 0.73 ^b	37.04 $\pm$ 0.43 ^e
WPI 3 %	3.84 $\pm$ 0.34 ^{cd}	14,737.02 $\pm$ 99.14 ^e	28.23 $\pm$ 0.42 ^c	38.53 $\pm$ 0.42 ^d
WPI 4 %	3.23 $\pm$ 0.22 ^d	16,646.04 $\pm$ 34.44 ^c	25.34 $\pm$ 0.81 ^e	62.71 $\pm$ 0.40 ^a
MD 2 %	4.33 $\pm$ 0.45 ^{bc}	10,328.06 $\pm$ 37.43 ^g	29.05 $\pm$ 0.45 ^{bc}	37.82 $\pm$ 0.82 ^{de}
MD 3 %	2.44 $\pm$ 0.36 ^e	13,807.07 $\pm$ 14.18 ^f	25.46 $\pm$ 0.72 ^e	39.94 $\pm$ 0.73 ^c
MD 4 %	1.62 $\pm$ 0.44 ^f	15,817.02 $\pm$ 86.07 ^d	25.02 $\pm$ 0.84 ^e	41.56 $\pm$ 0.74 ^b
สูตรพื้นฐาน	10.94 $\pm$ 0.23 ^a	8,851.20 $\pm$ 73.19 ⁱ	32.81 $\pm$ 0.52 ^a	32.72 $\pm$ 0.82 ^f

หมายเหตุ: ข้อมูลในตารางแสดงเป็นค่าเฉลี่ย $\pm$ ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน

a, b, c ที่กำกับตัวเลขในแนวดิ่ง หมายถึง มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$)

จากผลการศึกษาพบว่า ไส้ทอดทั้ง 10 สิ่งทดลอง มีค่าสี L^* a^* b^* ไขมัน อัตราการละลาย ความหนืด การขึ้นฟู และความแข็ง มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) แต่ปริมาณของแข็งที่ละลายน้ำได้มีค่าไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > 0.05$) โดยค่าสี L^* ของไส้ทอดที่ใส่ TW 4 % WPI 4 % MD 4 % และไส้ทอดจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐานมีค่าความสว่างมากที่สุด ค่าสี a^* ของไส้ทอดที่ใส่ TW 2 % WPI 2 % WPI 4 % MD 2 % และ MD 4 % มีค่าสีแดงมากที่สุด ค่าสี b^* ของไส้ทอดที่ใส่ TW 2 % TW 3 % WPI 2 % WPI 3 % MD 2 % และ MD 3 % มีค่าสีเหลืองมากที่สุด ซึ่งการใส่สารทดแทนไขมันที่เพิ่มขึ้นจะส่งผลทำให้ไส้ทอดมีความสว่าง (L^*) เพิ่มขึ้นลง แต่ค่าสีแดง (a^*) และสีเหลือง (b^*) มีค่าลดลง สอดคล้องกับงานวิจัยของ Saentaweek and Aukkanit (2022) พบว่าการใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์เป็นสารทดแทนไขมันในไส้ทอดช็อกโกแลตร้อยละ 5 ส่งผลทำให้ค่า L^* มีค่าเพิ่มขึ้น ส่วนค่า a^* และ b^* มีค่าลดลงเมื่อเทียบกับสูตรใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ร้อยละ 0.4 ($p \leq 0.05$) จากผลการศึกษาจะเห็นว่าไส้ทอดที่ใส่ทวิน 80 เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ และมอลโทเดกซ์ทริน เมื่อใส่สารทดแทนไขมันที่เพิ่มขึ้นจะมีปริมาณไขมันลดลงจากไส้ทอดจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐานร้อยละ 55.02 - 85.19 โดยไส้ทอดที่ใส่ MD 4 % มีปริมาณไขมันน้อยที่สุด ซึ่งมีปริมาณไขมันลดลงสูงถึงร้อยละ 85.19 เนื่องจากมอลโทเดกซ์ทรินเป็นสารทดแทนไขมันประเภทคาร์โบไฮเดรต เจลของมอลโทเดกซ์ทรินสามารถจับพันธะกับไขมันและสร้างเป็นเจลของอิมัลชันที่มีความคงตัว นิยมใส่ในไส้ทอด น้ำสลัด มายองเนส ฯลฯ แทนที่ส่วนผสมที่เป็นไขมัน โดยที่ยังมีเนื้อสัมผัสของอาหารที่ใกล้เคียงกับการใช้ไขมัน (Fernandes et al., 2017) และเมื่อพิจารณาถึงเกณฑ์ตามประกาศกระทรวงสาธารณสุข ฉบับที่ 445 พ.ศ. 2566 เรื่อง ฉลากโภชนาการ ผลิตภัณฑ์ที่สามารถกล่าวอ้างว่าไขมันต่ำได้ จะต้องมีไขมันทั้งหมดไม่เกิน 3 กรัมต่ออาหาร 100 กรัม พบว่ามีเพียง 2 สิ่งทดลองที่มีปริมาณไขมันต่ำกว่าร้อยละ 3 ได้แก่ ไส้ทอดที่ใส่ MD 3 % และ MD 4 %

ไส้ทอดที่ใส่สารทดแทนไขมันทั้ง 3 ชนิด เมื่อใส่สารทดแทนไขมันเพิ่มขึ้นจะมีอัตราการละลายลดลง และมีความหนืดเพิ่มขึ้น โดยไส้ทอดที่ใส่ MD 4 % มีอัตราการละลายน้อยที่สุด และไส้ทอดที่ใส่ TW 4 % มีค่าความหนืดมากที่สุด ส่วนไส้ทอดจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐานมีอัตราการละลายมากที่สุดแต่มีความหนืดน้อยที่สุด สารทดแทนไขมันมีคุณสมบัติเป็นสารให้ความหนืดและเพิ่มความคงตัว โดยจะเกิดเป็นโครงสร้างเจลและจับพันธะกับน้ำอิสระ (Akbaria et al., 2019) ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Azari-Anpar et al. (2017) พบว่าไส้ทอดที่ใส่มอลโทเดกซ์ทรินเพิ่มขึ้นจะมีอัตราการละลายลดลง ($p \leq 0.05$) นอกจากนี้ทวิน 80 เป็นสารทดแทนไขมันที่ช่วยเพิ่มความคงตัว เป็นอิมัลซิไฟเออร์ และเป็นสารเพิ่มความแห้งในการผลิตไส้ทอด (Marshall, 2003)

ไส้ทอดที่ใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ และมอลโทเดกซ์ทรินเพิ่มขึ้นจะมีค่าการขึ้นฟูลดลง โดยไส้ทอดที่ใส่ WPI 4 % MD 3 % และ MD 4 % มีค่าการขึ้นฟูน้อยที่สุด ส่วนไส้ทอดจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐานมีค่าการขึ้นฟูน้อยมากที่สุด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Saentaweek and Aukkanit (2022) พบว่าไส้ทอดที่ใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ร้อยละ 5 มีค่าการขึ้นฟูน้อยกว่าไส้ทอดที่ใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ร้อยละ 0.4 ($p \leq 0.05$) ไส้ทอดที่ใส่มอลโทเดกซ์ทรินและเวย์โปรตีน-ไฮโดรไลซ์เป็นสารทดแทนไขมันจะมีความหนืดเพิ่มขึ้น ซึ่งส่งผลทำให้ลดความสามารถในการเกิดฟองของไส้ทอด จึงส่งผลให้การขึ้นฟูลดลง (Akbaria et al., 2019)

ความแข็งของไส้ทอดที่ใส่ TW 4 % และ WPI 4 % มีค่ามากที่สุด ส่วนไส้ทอดที่ใส่ TW 2 % และไส้ทอดจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐาน มีค่าความแข็งน้อยที่สุด จะเห็นได้ว่าไส้ทอดที่ใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ร้อยละ 4 จะมีความแข็งมากที่สุด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Peasura et al. (2023) พบว่าไส้ทอดที่ใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ร้อยละ 8 มีความแข็งเพิ่มขึ้นมากกว่าไส้ทอดนมสูตรไขมันเต็ม และไส้ทอดที่เติมอินูลิน 8 % ($p \leq 0.05$) ซึ่งเวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์เป็นโปรตีนชนิด β -lactoglobulin ที่พบมากในน้ำนมวัวจะสร้างเครือข่ายขนาดใหญ่ ทำให้มีความแข็งของเนื้อสัมผัสสูงกว่าไส้ทอดสูตรปกติที่มีปริมาณไขมันสูงกว่า นอกจากนี้ไส้ทอดที่ใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ร้อยละ 5 มีค่าความแข็งมากกว่าไส้ทอดที่ใส่เวย์โปรตีนไฮโดรไลซ์ร้อยละ 0.4 ($p \leq 0.05$) (Saentaweek and Aukkanit, 2022)

ตารางที่ 4 ผลของชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันต่อคุณภาพทางประสาทสัมผัสของผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่

N = 30 คน

สิ่งทดลอง	สี	กลิ่น ^{ns}	รสชาติ	ลักษณะเนื้อสัมผัส	การยอมรับโดยรวม
TW 2 %	6.02 ± 0.81 ^b	6.64 ± 0.71	6.07 ± 0.81 ^b	6.20 ± 0.32 ^{cd}	6.03 ± 0.27 ^c
TW 3 %	6.94 ± 0.42 ^{ab}	7.22 ± 0.82	6.82 ± 0.72 ^{ab}	6.61 ± 0.82 ^{bcd}	6.84 ± 0.32 ^{ab}
TW 4 %	6.71 ± 0.22 ^{ab}	6.34 ± 0.15	7.11 ± 0.24 ^a	7.07 ± 0.71 ^{abc}	7.20 ± 0.35 ^{ab}
WPI 2 %	6.04 ± 0.91 ^b	6.01 ± 0.51	6.08 ± 0.32 ^b	6.03 ± 0.31 ^d	6.08 ± 0.37 ^c
WPI 3 %	7.12 ± 0.15 ^{ab}	6.92 ± 0.61	7.07 ± 0.31 ^a	7.02 ± 0.22 ^{abc}	7.12 ± 0.42 ^{ab}
WPI 4 %	7.31 ± 0.90 ^a	7.13 ± 0.73	7.22 ± 0.42 ^a	7.72 ± 0.73 ^{ab}	7.54 ± 0.71 ^a
MD 2 %	6.53 ± 0.31 ^{ab}	6.71 ± 0.22	6.24 ± 0.32 ^b	6.62 ± 0.41 ^{bcd}	6.63 ± 0.62 ^{bc}
MD 3 %	7.54 ± 0.12 ^a	7.05 ± 0.42	7.13 ± 0.42 ^a	7.34 ± 0.24 ^{ab}	7.15 ± 0.22 ^{ab}
MD 4 %	7.42 ± 0.92 ^a	7.30 ± 0.41	7.61 ± 0.38 ^a	7.22 ± 0.36 ^{ab}	7.52 ± 0.31 ^a
สูตรพื้นฐาน	7.41 ± 0.23 ^a	7.42 ± 0.07	7.11 ± 0.22 ^a	7.05 ± 0.32 ^{abc}	7.22 ± 0.18 ^a

หมายเหตุ: ข้อมูลในตารางแสดงเป็นค่าเฉลี่ย ± ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน

^{a, b, c} ที่กำกับตัวเลขในแนวนอน หมายถึง มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$)

^{ns} ที่กำกับตัวเลขในแนวนอน หมายถึง มีค่าไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > 0.05$)

จากตารางที่ 4 ผลการศึกษาชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันต่อคุณภาพทางประสาทสัมผัสของผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ โดยทดสอบด้วยวิธี 9 Point Hedonic Scale กับผู้บริโภคนาน 30 คน พบว่าผู้บริโภคให้คะแนนความชอบในด้านสี รสชาติ ลักษณะเนื้อสัมผัส และการยอมรับโดยรวมของไอศกรีมทั้ง 10 สิ่งทดลอง มีค่าแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p \leq 0.05$) แต่ผู้บริโภคให้คะแนนความชอบในด้านกลิ่น ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > 0.05$) ผู้บริโภคให้คะแนนความชอบในด้านสี กลิ่น รสชาติ ลักษณะเนื้อสัมผัส และการยอมรับโดยรวม ต่อไอศกรีมที่ใส่สารทดแทนไขมันทั้ง 3 ชนิด อยู่ในระดับความชอบเล็กน้อยถึงชอบปานกลาง โดยผู้บริโภคให้คะแนนความชอบสูงที่สุดในด้านสี รสชาติ และการยอมรับโดยรวมต่อไอศกรีมที่ใส่ TW 3 % TW 4 % WPI 3 % WPI 4 % MD 2 % MD 3 % MD 4 % และสูตรพื้นฐาน ส่วนด้านลักษณะเนื้อสัมผัส พบว่าผู้บริโภคให้คะแนนความชอบสูงที่สุดต่อไอศกรีมที่ใส่ TW 4 % WPI 3 % WPI 4 % MD 2 % MD 3 % MD 4 % และสูตรพื้นฐาน ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Azari-Anpar et al. (2017) พบว่าไอศกรีมที่ใส่มอลโทเดกซ์ทรินร้อยละ 2 ผู้บริโภคให้คะแนนความชอบด้านสีสูงที่สุด ($p \leq 0.05$) และให้คะแนนความชอบด้านเนื้อสัมผัส กลิ่น และความชอบโดยรวม กับไอศกรีมที่ใส่มอลโทเดกซ์ทรินร้อยละ 2 ร่วมกับแป้งดัดแปรร้อยละ 1 เนื่องจากมอลโทเดกซ์ทรินสามารถแตกตัวเป็นโมเลกุลขนาดเล็กจับกับส่วนผสมอื่นภายในปาก ทำให้มีรสชาติที่คล้ายกับการใช้ไขมัน จึงนิยมใช้มอลโทเดกซ์ทรินเป็นสารทดแทนไขมันในไอศกรีม มาการิน มายองเนส ขนมอบ และน้ำสลัด (Guzeler et al., 2011) และเมื่อพิจารณาสิ่งทดลองที่ผู้บริโภคให้คะแนนความชอบอยู่ในระดับชอบปานกลางต่อคุณลักษณะด้านสี กลิ่น รสชาติ ลักษณะเนื้อสัมผัส และการยอมรับโดยรวมซึ่งเป็นช่วงคะแนนที่ใกล้เคียงกับสูตรพื้นฐาน ได้แก่ ไอศกรีมที่ใส่ WPI 4 % MD 3 % และ MD 4 %

จากการศึกษาชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมัน ได้แก่ ทวีน 80 (TW) เวย์โปรตีนไอโซเลท (WPI) และมอลโทเดกซ์ทริน (MD) ร้อยละ 2 3 และ 4 โดยแทนที่ส่วนผสมของน้ำกะทิ เพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ พบว่าสารทดแทนไขมันที่เหมาะสมเพื่อใส่ในผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ คือมอลโทเดกซ์ทรินร้อยละ 4 (MD 4 %) โดยไอศกรีมที่ได้มีปริมาณไขมันต่ำ (ร้อยละ 1.62 ± 0.44) มีอัตราการละลาย และการขึ้นฟูต่ำ มีความหนืดและความแข็งอยู่ในช่วงปานกลาง และได้รับคะแนนความชอบทางประสาทสัมผัสในด้านสี กลิ่น รสชาติ ลักษณะเนื้อสัมผัส และการยอมรับโดยรวมอยู่ในระดับความชอบปานกลาง (7.22 - 7.61 คะแนน)

สรุปผล

จากการพัฒนาผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่โดยใช้สารทดแทนไขมัน พบว่าปริมาณปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้นที่เหมาะสมเพื่อใส่ในไอศกรีมจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรพื้นฐาน คือ ร้อยละ 20 โดยแทนที่ส่วนผสมของน้ำเปล่า ชนิดและปริมาณของสารทดแทนไขมันที่เหมาะสมเพื่อใส่ในไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่ คือ มอลโทเดกซ์ทรินร้อยละ 4 โดยแทนที่ส่วนผสมของน้ำกะทิ ทำให้ไอศกรีมที่ได้มีอัตราการละลายและการขึ้นฟูต่ำ มีความหนืดและความแข็งอยู่ในช่วงปานกลาง มีปริมาณไขมันต่ำ โดยมีปริมาณไขมันลดลงจากสูตรพื้นฐานร้อยละ 85.19 และได้รับคะแนนความชอบทางประสาทสัมผัสในด้านสี กลิ่น รสชาติ ลักษณะเนื้อสัมผัส และการยอมรับโดยอยู่ในระดับความชอบปานกลาง โดยผลิตภัณฑ์ไอศกรีมไขมันต่ำจากปลายข้าวไรซ์เบอร์รี่สูตรที่พัฒนาขึ้นมีส่วนผสมดังนี้ น้ำกะทิ มอลโทเดกซ์ทริน น้ำเปล่า ข้าวไรซ์เบอร์รี่ชั้น น้ำใบเตย น้ำตาลทราย และเกลือป่น ร้อยละ 38.4 1.6 28.0 7.0 5.0 19.7 และ 0.3 ตามลำดับ

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณสาขาวิชาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีการอาหารและศูนย์วิทยาศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยราชภัฏเทพสตรี ที่เอื้อเฟื้อสถานที่และอุปกรณ์สำหรับการทำวิจัยในครั้งนี้

References

- Adapa, S., Dingeldein, H., Schmidt, K.A. and Herald, T.J. (2000). Rheological Properties of Ice Cream Mixes and Frozen Ice Creams Containing Fat and Fat Replacers. *Journal of Dairy Science*, 83(10), 2224-2229. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(00\)75106-X](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(00)75106-X)
- Agricultural Editorial Board. (2014). *Riceberry, a New Fragrant Rice Strain, Changing the Lives of Thai Farmers*. Panyachon Publishing House, Bangkok.
- Aime, D.B., Arntfield, S.D., Malcolmson, L.J. and Ryland, D. (2001). Textural Analysis of Fat Reduced Vanilla Ice Cream Products. *Food Research International*, 34(2-3), 237- 246. [https://doi.org/10.1016/S0963-9969\(00\)00160-5](https://doi.org/10.1016/S0963-9969(00)00160-5)
- Akbaria, M., Eskandarib, M.H. and Davoudic, Z. (2019). Application and Functions of Fat Replacers in Low-fat Ice Cream: A Review. *Trends in Food Science & Technology*, 86, 34-40. <https://doi.org/10.1016/j.tifs.2019.02.036>
- AOAC. (2000). *Official Method of Analysis of AOAC International* (17thed). Gaithersburg, MD, U.S.A.
- Azari-Anpar, M., Khomeiri, M., Ghafouri-Oskuei, H., and Aghajani, N. (2017). Response Surface Optimization of Low-fat Ice Cream Production by Using Resistant Starch and Maltodextrin as a Fat Replacing Agent. *Journal of Food Science and Technology*, 54, 1175-1183. <https://doi.org/10.1007/s13197-017-2492-0>
- Chompreeda, P. (2007). *Sensory Evaluation and Consumer Acceptance*. Kasetsart University, Bangkok.
- Fernandes, D.S., Leonel, M., Bem, M.S.D., Mischon, M.M., Garcia, E.L. and Santos, T.P.R. (2017). Cassava Derivatives in Ice Cream Formulations: Effects on Physicochemical, Physical and Sensory Properties. *Journal of Food Science and Technology*, 54, 1357-1367. <https://doi.org/10.1007/s13197-017-2533-8>

- Garcia, R.S., Marshall, R.T. and Heymann, H. (2009). Low Fat Ice Cream from Freeze-Concentrated Versus Heat-Concentrated Nonfat Milk Solids. *Journal of Dairy Science*, 78(11), 2345-2351. [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(95\)76861-8](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(95)76861-8)
- Guzeler, N., Kagar, A. and Say, D. (2011). Effect of Milk Powder, Maltodextrin and Polydextrose use on Physical and Sensory Properties of Low Calorie Ice Cream During Storage. *Academic Food Journal*, 9(2), 6-12.
- Khumkhom, S. (2019). Effect of Riceberry Flour on Physicochemical Properties and Antioxidant Activities of Steamed Bun. *Thai Science and Technology Journal*, 28(11), (2025-2038). <https://li01.tci-thaijo.org/index.php/tstj/article/view/208145/169716>
- Marshall, R.T. and Arbuckle, W.S. (1996). *Ice cream* (5thed). Chapman & Hall, New York.
- Marshall, R.T., Goff, H.D. and Hartel, R.W. (2003). *Ice Cream* (6thed). Kluwer Academic Plenum Publisher, New York, U.S.A.
- Peasura, N., Sinchaipanit, P. and Sangsuriyawong, A. (2023). Effect of Whey Protein Isolate and Inulin as a Fat Replacer on Physicochemical Properties of Low-Fat Ice Cream. *Journal of Food Research and Product Development*, 53(1), 5-18. <https://kuojs.lib.ku.ac.th/index.php/JFRPD/article/view/5225/2560>
- Rattanapanon, N. (2014). *Milk Chemistry and Milk Product*. Odeon Store, Bangkok.
- Ruansupa, P. and Surapat, S. (2007). Effect of Sugar Content and Whey Protein Concentrate on Quality of Sherbet. In *Proceedings of 45th Kasetsart University Annual Conference: Agricultural Extension and Home Economics, Agro-Industry*. (pp. 469-475). Bangkok: Kasetsart University.
- Russel, T.A. (2004). *Comparison of Sensory Properties of Whey and Soy Protein Concentrates and Isolate* [Unpublished Master Degree Thesis]. North Carolina State University.
- Saentaweek, S. and Aukkanit, N. (2022). Effects of Whey Protein Isolate and Soy Protein Isolate as Fat Replacers on the Physicochemical and Sensory Properties of Low-Fat Chocolate Ice Cream. *Burapha Science Journal*, 27(1), 666-701. <https://scijournal.buu.ac.th/index.php/sci/article/view/4211>
- Thiangtham, N. (2001). *Application of Mixed Fat Replacers in Low Fat Coconut Milk Ice Cream* [Unpublished Master of Science Thesis]. Kasetsart University.
- Yan, L., Yu, D., Liu, R., Jia, Y., Zhang, M., Wu, T. and Sui, W. (2021). Microstructure and Meltdown Properties of Low-Fat Ice Cream: Effects of Microparticulated Soy Protein Hydrolysate/Xanthan Gum (MSPH/XG) Ratio and Freezing Time. *Journal of Food Engineering*, 291, 110291. <https://doi.org/10.1016/j.jfoodeng.2020.110291>

ปัจจัยแบบจำลองการพยากรณ์การทำร้ายตนเองของผู้ป่วยจิตเวชด้วยเทคนิคเหมืองข้อมูล

Prediction Models of the Sele-Harm for Psychiatric Patients using Data Mining Techniques

โสภิตา สามารต* และจारी ทองคำ

Sopita Samart and Jaree Thongkam

Received: August 7, 2024; Revised: November 5, 2024; Accepted: November 7, 2024

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างและเปรียบเทียบประสิทธิภาพแบบจำลองการทำร้ายตนเองของผู้ป่วยจิตเวช ข้อมูลผู้ป่วยได้ถูกรวบรวมจากฐานข้อมูลโรงพยาบาลจิตเวชขอนแก่นราชนครินทร์ จังหวัดขอนแก่น จากเดือนมกราคม พ.ศ. 2562 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2564 จำนวน 4,179 ระเบียบ โดยผู้วิจัยได้นำการคัดเลือกปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับการพยากรณ์สำหรับการสร้างแบบจำลองด้วยวิธี Gain Ratio และ Relief จากนั้นได้นำเอาเทคนิคนาอึฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกและเทคนิคกฎบางส่วนมาทำการสร้างแบบจำลองเพื่อการพยากรณ์การทำร้ายตนเองของผู้ป่วยจิตเวช ในการทดลองนี้ 10-Fold Cross Validation ได้ถูกนำมาใช้ในการแบ่งกลุ่มข้อมูลเป็นชุดข้อมูลเรียนรู้และชุดข้อมูลทดสอบ ส่วนค่าความถูกต้อง ค่าความไว และค่าความจำเพาะ ได้ถูกนำไปใช้ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพแบบจำลอง ผลการทดลองแสดงว่า การคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio เมื่อนำมาสร้างแบบจำลองด้วยเทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 หรือเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมีค่าความถูกต้องมากที่สุดเหมือนกันที่ร้อยละ 84.66

คำสำคัญ : โรคทางจิตเวช; การคัดเลือกปัจจัย; เหมืองข้อมูล

คณะวิทยาการสารสนเทศ มหาวิทยาลัยมหาสารคาม

Faculty of Information Science, Mahasarakham University

* Corresponding Author, Tel. 08 5008 8472, E - mail: 65011282001@msu.ac.th

Abstract

The objective of this research is to create and compare the effectiveness of a self-harm model for psychiatric patients. The data were collected from Khon Kaen Rajanagarindra Psychiatric Hospital database, Khon Kaen province from January 2019 to December 2021. The records were 4,179 records in total. Gain Ratio and Relief methods were used to select relevant factors for building the prediction models. Naive Bay, Decision tree, Machine support, Deep learning, Partial rule techniques were utilized to build self-harm in psychiatric patients prediction models. In this experiment, 10-fold cross validation was used to divide the data into learning and testing datasets. Accuracy, sensitivity, and specificity were employed to compare the effectiveness of the models. The experimental results showed that selection of factors using the Gain Ratio method when used C4.5 decision tree or machine support vector machine techniques has the same highest accuracy at 84.66 %.

Keywords: Psychiatric Disease; Feature Selection; Data Mining

บทนำ

ปัจจุบันการฆ่าตัวตายเป็นปัญหาสำคัญด้านสาธารณสุขของโลก ซึ่งคิด 10 อันดับของสาเหตุการเสียชีวิตของประชากรทั่วโลก โดยเกิดจากพฤติกรรมความรุนแรง เช่น การทำร้ายร่างกาย ความก้าวร้าว การไม่ใช้วิจารณญาณและความเจ็บป่วยทางจิตเวชหรือทางกายที่ส่งผลกระทบต่อสุขภาพจิตของประชาชน (World Health Organization, 2021) ซึ่งกลุ่มที่มีความเสี่ยงสูง คือ กลุ่มที่มีความผิดปกติทางจิต เช่น ผู้ป่วยโรคซึมเศร้า โรคอารมณ์สองขั้ว โรคจิตเภท โรคบุคลิกภาพผิดปกติ กลุ่มที่ใช้สารเสพติด และกลุ่มที่ใช้แอลกอฮอล์ (Khonkaen Rajanagarindra Psychiatric Hospital, National Center for Suicide, 2022) จากการศึกษาพบว่าผู้ที่เคยพยายามฆ่าตัวตาย จะมีโอกาสทำซ้ำและทำสำเร็จในระยะ 1 ปี หลังการทำร้ายตนเองครั้งแรก ในผู้ที่มีความคิดอยากตาย จะมีพฤติกรรมการพยายามฆ่าตัวตายกว่า 20 ครั้ง ถึงจะตายสำเร็จ (World Health Organization, 2019) จึงได้มุ่งเน้นที่จะสร้างแบบจำลองการพยากรณ์การทำร้ายตนเองของผู้ป่วยจิตเวชด้วยเทคนิคเหมืองข้อมูล เพื่อเป็นแนวทางการป้องกันการทำร้ายตนเองในผู้ป่วยจิตเวช ผู้วิจัยจึงมีแนวคิดที่จะศึกษาเกี่ยวกับกลุ่มผู้ป่วยจิตเวชด้วยการนำเทคนิคเหมืองข้อมูลมาใช้ในการวิเคราะห์และการพยากรณ์

เหมืองข้อมูล (Data Mining) คือ กระบวนการในการวิเคราะห์ข้อมูลจากข้อมูลจำนวนมากเพื่อหาความสัมพันธ์ของข้อมูลที่ซ่อนอยู่ในข้อมูลนั้น เพื่อให้ได้องค์ความรู้ใหม่ที่สามารถนำไปใช้ประกอบการตัดสินใจ (Rungrattanaubol, 2022) เช่น Boonprasom and Sarach (2019) ได้ทำการศึกษารวบรวมข้อมูลการทำนายการลาออกกลางคันของนักศึกษาระดับปริญญาตรีจากฐานข้อมูลงานทะเบียนของมหาวิทยาลัยราชภัฏอุบลราชธานี ส่วน Molee et al. (2019) ได้ทำการศึกษาภาวะเสี่ยงโรคของผู้สูงอายุด้วยเทคนิคเหมืองข้อมูลโดยใช้เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5, เทคนิคกฎบางส่วน (Partial Rule) และเทคนิคการเหนี่ยวนำ (Induction) ส่วน Boonma and Chirawichitchai (2019) ได้เสนอการสร้างแบบจำลองการจำแนกประเภทผู้ป่วยโรคเบาหวานโดยใช้เทคนิคเหมืองข้อมูลและการเลือกคุณลักษณะจากความสัมพันธ์ของข้อมูลและทำการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแบบจำลองของเทคนิคเหมืองข้อมูลด้วยเทคนิคคอฟฟิเบย์, เทคนิคเคเนียร์เซนเบอร์, เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจและเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง ส่วน Hongboonmee and Thammakorn (2562) ได้ศึกษาการคัดกรองผู้ที่เสี่ยงต่อภาวะซึมเศร้าผ่านสมาร์ตโฟนโดยใช้เทคนิคเหมืองข้อมูลด้วยเทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ เทคนิคโครงข่ายประสาทเทียมและเทคนิคคอฟฟิเบย์ และในด้านธุรกิจ เช่น ระบบแนะนำหนังสือให้กับลูกค้าใน amazon.com ว่า ลูกค้าที่ซื้อหนังสือเล่มหนึ่ง มักจะซื้อหนังสือเล่มใดพร้อมกันด้วยเสมอ ซึ่งสามารถนำไปใช้คาดเดาว่าควรแนะนำหนังสือเล่มใดเพิ่มเติมให้กับลูกค้าที่เพิ่งซื้อหนังสือจากร้านไป

ดังนั้นในงานวิจัยนี้จึงได้สร้างแบบจำลองการพยากรณ์การทำร้ายตนเองของผู้ป่วยจิตเวชด้วยเทคนิคเหมืองข้อมูล ด้วยการคัดเลือกปัจจัยโดยวิธีการ Chi-Square, Gain Ratio และ Relief ร่วมกับเทคนิคนาอ็พเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกและเทคนิคกฎบางส่วน ด้วยหลักการ 10-Fold Cross Validation เพื่อนำมาวิเคราะห์หาประสิทธิภาพของแบบจำลองโดยการค่าความถูกต้อง (Accuracy) ค่าความไว (Sensitivity) และค่าความจำเพาะ (Specificity)

วิธีดำเนินการวิจัย

ในการวิจัยนี้ผู้วิจัยได้ทำการศึกษาค้นคว้าทฤษฎีและทบทวนงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง เพื่อนำมาใช้ในการสร้างและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแบบจำลอง ซึ่งสามารถแบ่งได้ 4 ขั้นตอนประกอบด้วย ขั้นตอนการเตรียมข้อมูล ขั้นตอนก่อนสร้างแบบจำลอง ขั้นตอนการสร้างแบบจำลอง และขั้นตอนการวัดประสิทธิภาพของแบบจำลอง

1. ขั้นตอนการเตรียมข้อมูล

ขั้นตอนการเตรียมข้อมูลในงานวิจัยครั้งนี้ได้นำข้อมูลผู้ป่วยจิตเวชจากฐานข้อมูลโรงพยาบาลจิตเวชขอนแก่นราชนครินทร์ จังหวัดขอนแก่น จากวันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2562 ถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2564 จากการศึกษาจากงานวิจัยอื่น ๆ ที่เกี่ยวข้องกับปัจจัยและสาเหตุที่ก่อให้เกิดการทำร้ายตนเอง หรือผู้มีความคิดอยากทำร้ายตนเอง ทำให้ผู้วิจัยมีแนวคิดที่จะศึกษาเกี่ยวกับผู้ป่วยทางด้านจิตเวชที่คาดว่าจะทำร้ายตนเอง โดยอ้างอิงตัวแปรจากงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง และจากการสอบถามผู้ที่มีความเชี่ยวชาญในการทำวิจัยเกี่ยวกับผู้ป่วยจิตเวชและเหมืองข้อมูล ซึ่งได้ประกอบด้วยตัวแปรจำนวน 16 ปัจจัยซึ่งสามารถแบ่งเป็นปัจจัยประเภทค่ามาตรานามบัญญัติดังตารางที่ 1 และปัจจัยประเภทค่าตัวเลขดังตารางที่ 2

ตารางที่ 1 ปัจจัยประเภทมาตรานามบัญญัติ

ลำดับที่	ชื่อปัจจัย	ชื่อปัจจัยในระบบ	จำนวนค่าของปัจจัย
1	เพศ	Sex	2
2	สถานภาพ	Status	6
3	บุตรคนที่	Series	11
4	อาชีพ	Occupation	9
5	การศึกษา	Education	10
6	โรคประจำตัว	Diagnosis_cs	31
7	การวินิจฉัยทางสังคม	Social_diag	17
8	การใช้สารเสพติด	Substance	9
9	โรคหลักทางจิตเวช	Main_disease	13
10	โรคร่วมลำดับที่ 1	Second_disease	105
11	โรคร่วมลำดับที่ 2	Third_disease	84
12	คลาส	Class	2

จากตารางที่ 1 แสดงปัจจัยประเภทค่ามาตรานามบัญญัติ (Nominal Scale) ในการจัดข้อมูลเป็นกลุ่มต่างที่แยกออกจากกัน ได้แก่ เพศ สถานภาพ บุตรคนที่ อาชีพ โรคประจำตัว การวินิจฉัยทางสังคม การใช้สารเสพติด โรคหลักทางจิตเวช โรคร่วมลำดับที่ 1 โรคร่วมลำดับที่ 2 และคลาส ซึ่งแสดงจำนวนค่าปัจจัยในการแยกจำนวนปัจจัย

ตารางที่ 2 ปัจจัยประเภทตัวเลข

ลำดับที่	ชื่อปัจจัย	ชื่อปัจจัยในระบบ	ค่าต่ำ	ค่าสูง	ค่ากลาง	S.D.
1	อายุครั้งแรก	Age	14	89	51.5	53.03
2	ความดันบน	SBP	62	200	131	97.58
3	ความดันล่าง	DBP	28	179	103.5	106.77
4	ค่าดัชนีมวลกาย	BMI	13.95	66	19.97	36.80

จากตารางที่ 2 แสดงปัจจัยประเภทค่าตัวเลข (Numeric Value) ที่ใช้แทนจำนวนที่สามารถนำไปคำนวณ ได้แก่ อายุครั้งแรก ความดันบน ค่าความดันล่างและค่าดัชนีมวลกาย เพื่อนำมาใช้ในการหาค่าต่ำ ค่าสูง ค่ากลาง และ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

2. ขั้นตอนก่อนการสร้างแบบจำลอง

ขั้นตอนก่อนการสร้างแบบจำลองในงานวิจัยนี้ เริ่มจากการทำความสะอาดข้อมูลที่ซ้ำซ้อนและไม่สมบูรณ์ แล้วจึงทำการแปลงรูปแบบข้อมูลให้อยู่ในรูปแบบที่พร้อมจะนำไปวิเคราะห์ รวมถึงการเลือกปัจจัยโดยวิธีการ Chi-Square, Gain Ratio และ Relief มาวิเคราะห์การพยากรณ์การทำร้ายตัวเองของผู้ป่วยจิตเวช ดังนี้

2.1 วิธีการ Chi-Square

วิธีการ Chi-Square เป็นสถิติที่ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ใช้กับข้อมูลเชิงคุณภาพหรือข้อมูลเชิงปริมาณที่แบ่งเป็นช่วง และข้อมูลไม่จำเป็นต้องมีการแจกแจงแบบปกติ ตัวเลขที่นำมาวิเคราะห์ในการทดสอบไคสแควร์เป็นความถี่ของแต่ละระดับของตัวแปร ซึ่งความถี่ได้จากตัวอย่างเรียกว่า ความถี่ที่สังเกตได้ (Observed Frequency) แทนด้วยสัญลักษณ์ O และความถี่ตามทฤษฎีเรียกว่า ความถี่คาดหวัง (Expected Frequency) แทนด้วยสัญลักษณ์ E และนำมาเปรียบเทียบความแตกต่าง (Harnmongkolpipat, 2017) ดังสมการที่ 1

$$x^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E} \quad (1)$$

เมื่อ x^2 แทน ตัวสถิติทดสอบไคสแควร์
 O แทน ความถี่ที่ได้จากการสังเกต
 E แทน ความถี่ที่คาดหวัง

2.2 วิธีการ Gain Ratio

วิธีการ Gain Ratio เป็นตัววัดการแบ่งชุดข้อมูลออกเป็นชุดข้อมูลย่อยที่พัฒนามาจาก Information Gain เนื่องจากการใช้ Information Gain ในการแบ่งชุดข้อมูลจะมีโอกาสทำให้เกิดความเอนเอียงขึ้น เมื่อปัจจัยที่ทำการพิจารณาได้ค่า gain ที่สูงเป็นจำนวนมาก ทำให้ปัจจัยที่ถูกคัดเลือกไม่ถูกต้อง ตัวอย่างเช่น การพิจารณาปัจจัยที่ทำหน้าที่เป็นตัวระบุเฉพาะ เช่น รหัสผลิตภัณฑ์ การแยกรหัสผลิตภัณฑ์ จะส่งผลให้มีชุดข้อมูลย่อยจำนวนมาก แต่ละชุดข้อมูลย่อยมีเพียง 1 record ซึ่งเมื่อนำค่า Information Gain จะได้ค่าที่สูงจำนวนมากจากความเอนเอียง ทำให้มีการพัฒนาตัววัดการแบ่งข้อมูลใหม่ที่ชื่อเรียกว่า Gain Ratio โดยการประยุกต์ใช้การทำนอร์มัลไลซ์ค่า Information Gain ด้วยการใช้ค่า Split Information แล้วจะสามารถคำนวณหาค่า Gain Ratio (Xiaowei et al., 2023; Senthil Kumar, 2016) ซึ่งสามารถคำนวณได้ดังสมการที่ 2

$$GainRatio(A) = \frac{Gain(A)}{splitInfo(A)} \quad (2)$$

2.3 วิธีการ Relief

วิธีการ Relief เป็นการกรองข้อมูลเพื่อเลือกปัจจัยที่มีความอ่อนไหวต่อการโต้ตอบของปัจจัย โดยเฉพาะ เดิมถูกออกแบบสำหรับการประยุกต์ใช้กับปัญหาการจำแนกไบนารีที่มีคุณสมบัติไม่ต่อเนื่องหรือเป็นตัวเลข Relief คำนวณคะแนนคุณสมบัติสำหรับแต่ละคุณสมบัติซึ่งสามารถนำไปใช้ในการจัดอันดับและเลือกคุณสมบัติที่ให้คะแนนสูงสุดสำหรับการเลือกคุณสมบัติ หรืออีกทางหนึ่ง คะแนนเหล่านี้จะนำไปใช้เป็นน้ำหนักปัจจัยเพื่อเป็นแนวทางในการสร้างแบบจำลอง (Kenji and Larry, 1992) ซึ่งสามารถคำนวณได้ดังสมการที่ 3

$$W_i = W_i - (x_i - nearHit_i)^2 + (x_i - nearMiss_i)^2 \quad (3)$$

เมื่อ	W_i	แทน	น้ำหนักของเวกเตอร์
	X_i	แทน	คุณลักษณะเวกเตอร์
	$nearHit_i$	แทน	ตัวอย่างคลาสเดียวกันที่อยู่ใกล้ที่สุด
	$nearMiss_i$	แทน	ตัวอย่างคลาสที่แตกต่างกันที่ใกล้เคียงที่สุด

3. ขั้นตอนการสร้างแบบจำลอง

ขั้นตอนการสร้างแบบจำลองในงานวิจัยนี้ได้นำเทคนิคที่มีประสิทธิภาพในการต่อการสร้างแบบจำลองในการพยากรณ์ประกอบด้วย 5 เทคนิค

3.1 เทคนิคนาอิวเบย์ เป็นขั้นตอนการประมวลผลในการแก้ปัญหาที่อาศัยหลักการความน่าจะเป็นตามทฤษฎีของเบย์ (Bayes Theorem) ซึ่งมีอัลกอริทึมที่ไม่ซับซ้อน โดยใช้ขั้นตอนในการจำแนกข้อมูล เพื่อการเรียนรู้ปัญหาที่เกิดขึ้น แล้วนำมาสร้างเงื่อนไขการจำแนกข้อมูลใหม่ โดยใช้หลักการคำนวณหาความน่าจะเป็นในการทำนายผลเป็นอัลกอริทึมในการแก้ปัญหาแบบจำแนกประเภทที่สามารถคาดการณ์ผลลัพธ์ได้ และทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรเพื่อใช้ในการสร้าง เงื่อนไขความจะเป็นสำหรับแต่ละความสัมพันธ์ (Chinprasatsak et al., 2023)

3.2 เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เป็นขั้นตอนการประมวลผลในการแก้ปัญหาที่สามารถนำมาช่วยในการจำแนกข้อมูลและปัจจัยที่ใช้ในการวิเคราะห์ แต่ละตัวมีความสำคัญมากน้อยเหมือนหรือแตกต่างกัน และในขั้นตอนการพยากรณ์ต้นไม้ตัดสินใจจะทำการพยากรณ์ตัวเอง และคำนวณผลการพยากรณ์ผลลัพธ์ที่ถูกเลือกโดยต้นไม้ตัดสินใจมากที่สุด คือ การจำแนกกลุ่ม หรือหาค่าเฉลี่ยจากผลลัพธ์ในกรณีถดถอย (Eibe and Ian, 1998)

3.3 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เป็นขั้นตอนการประมวลผลในการแก้ปัญหาการจำแนกข้อมูลไปใช้ในการวิเคราะห์ โดยอาศัยหลักการของการหาสมประสิทธิ์ของสมการเพื่อสร้างเส้นแบ่งแยกกลุ่มข้อมูลที่ถูกป้อนเข้าสู่กระบวนการสอนให้ระบบเรียนรู้ ซึ่งเน้นไปยังเส้นแบ่งแยกแยกกลุ่มข้อมูลได้ดีที่สุด ในการจำแนกเชิงเส้นแบบ 2 คลาส โดยใช้ไฮเปอร์เพลนที่เป็นเส้นตรงที่จะสามารถแบ่งแยกข้อมูลออกจากกันได้แต่เส้นตรงที่ถูกพิจารณาให้เป็นเส้นที่ดีที่สุดคือ เส้นตรงที่ลากผ่านข้อมูลที่ใกล้ที่สุดและขนานกับเส้นไฮเปอร์เพลนของข้อมูลแต่ละกลุ่มที่มากที่สุด (Sanguansat, 2019)

3.4 เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึก เป็นการเรียนรู้ของพื้นฐานของโครงข่ายประสาทเทียมและการเรียนรู้เชิงปัจจัย ซึ่งจะเป็นการเรียนรู้แบบมีผู้สอน การเรียนรู้แบบกึ่งมีผู้สอน และการเรียนรู้แบบไม่มีผู้สอนที่มีปัจจัยของโครงข่ายแบบหลายชั้น โดยการใช้ข้อมูลที่มีอยู่เพื่อสร้างคุณสมบัติที่ทำให้ได้รับตัวแปรใหม่มาใช้ในการวิเคราะห์ ทำให้เกิดระบบเชิงคาดการณ์ที่มีได้รับการยอมรับที่ดี ปรับแต่งได้ดี มีการปรับปรุงอย่างต่อเนื่องเมื่อมีข้อมูลใหม่เข้ามา และมีประสิทธิภาพ สะดวกและเข้าใจในโครงสร้างที่ชัดเจน (Digital Government Development Agency, 2022)

3.5 เทคนิคกฎบางส่วน (Partial Rule) เป็นเทคนิคที่ใช้แยกและพิชิตข้อมูล ซึ่งในการสร้างกฎการตัดสินใจโดยการนำเอาหลักการของต้นไม้การตัดสินใจ C4.5 และ RIPPER ทั้งสองแบบทำงานในสองขั้นตอน ขั้นแรกจะสร้างชุดกฎเริ่มต้น จากนั้นจึงปรับแต่งโดยใช้ขั้นตอนการเพิ่มประสิทธิภาพที่ค่อนข้างซับซ้อนและจะละทิ้ง (C4.5) หรือปรับ (RIPPER) กฎแต่ละข้อเพื่อให้ทำงานร่วมกันได้ดีขึ้น ในทางตรงกันข้าม ในการพยากรณ์นี้ถึงแม้ว่าเทคนิคนี้จะคล้ายกับต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 แต่เทคนิคกฎบางส่วน จะหลีกเลี่ยงการสร้างต้นไม้เต็มรูปแบบทำให้ลดเวลาในการสร้างกฎการตัดสินใจ (Decision Rule) (Eibe and Ian, 1998)

4. การวัดประสิทธิภาพของแบบจำลองการพยากรณ์การทำร้ายตนเองของผู้ป่วยจิตเวช

4.1 ค่าความถูกต้อง (Accuracy) คือ ค่าที่แบบจำลองสามารถจำแนกข้อมูลผู้ป่วยที่เกิดโรค และไม่เกิดโรคได้อย่างถูกต้องต่อข้อมูลทั้งหมด ดังสมการที่ (4)

$$Accuracy = \frac{TP + TN}{TP + TN + FP + FN} \quad (4)$$

4.2 ค่าความไว (Sensitivity) คือ ค่าที่แบบจำลองสามารถพยากรณ์ข้อมูลผู้ป่วยที่เกิดโรคได้อย่างถูกต้องต่อผู้ป่วยที่เกิดโรคจริง ดังสมการที่ (5)

$$Sensitivity = \frac{TP}{TP + FN} \quad (5)$$

4.3 ค่าความจำเพาะ (Specificity) คือ ค่าที่แบบจำลองสามารถพยากรณ์ข้อมูลผู้ป่วยที่ไม่เกิดโรคได้อย่างถูกต้องต่อผู้ป่วยที่พยากรณ์ว่าเกิดโรค ดังสมการที่ 6

$$Specificity = \frac{TN}{TN + FP} \quad (6)$$

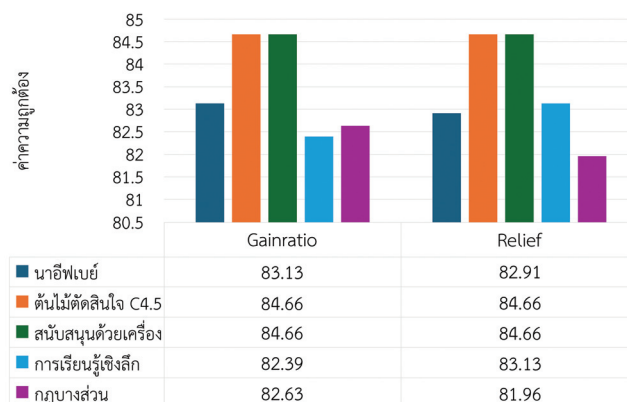
เมื่อ	TP	คือ	จำนวนข้อมูลที่แบบจำลองพยากรณ์การเกิดโรคได้อย่างถูกต้อง
	TN	คือ	จำนวนข้อมูลที่แบบจำลองพยากรณ์การไม่เกิดโรคได้อย่างถูกต้อง
	FP	คือ	จำนวนข้อมูลที่แบบจำลองพยากรณ์การเกิดโรคได้ไม่ถูกต้อง
	FN	คือ	จำนวนข้อมูลที่แบบจำลองพยากรณ์การไม่เกิดโรคได้ไม่ถูกต้อง

ผลการศึกษา

ผลการวิจัยในงานวิจัยนี้ได้ศึกษาเพื่อสร้างและเปรียบเทียบประสิทธิภาพแบบจำลองผู้พยายามทำร้ายตนเองด้วยเทคนิคเหมืองข้อมูล โดยคัดเลือกปัจจัยจากวิธีการ Chi-square, Gain Ratio และ Relief มาใช้ในเทคนิคนาอ์ฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกและเทคนิคกฎบางส่วน หลังจากนั้นได้นำวิธี 10-fold cross validation มาใช้ในการแบ่งกลุ่มข้อมูลเป็น 10 ชุดข้อมูลเท่ากัน ซึ่ง 9 ชุดข้อมูลเป็นชุดเรียนรู้ และอีก 1 ชุดเป็นชุดข้อมูลทดสอบ และทำการทดสอบ 10 รอบโดยแต่ละรอบชุดข้อมูลทดสอบจะไม่ซ้ำกัน ทำให้การทดลองไม่อยู่ในชุดข้อมูลเรียนรู้ ในการวัดประสิทธิภาพการพยากรณ์ด้วยค่าความถูกต้อง ค่าความไว และค่าความจำเพาะ จากการทดลองพบว่า การคัดเลือกปัจจัย Chi-square สามารถคัดเลือกปัจจัยได้ทั้งหมด 3 ปัจจัย การคัดเลือกปัจจัยวิธี Gain Ratio คัดเลือกปัจจัยได้ทั้งหมด 12 ปัจจัย และส่วนการคัดเลือกปัจจัยวิธี Relief สามารถคัดเลือกปัจจัยได้ทั้งหมด 15 ปัจจัย น้ำหนักของปัจจัยมีความใกล้เคียงกัน ในการทดลองยังสนใจกลุ่มข้อมูลที่มีจำนวนมาก ผู้วิจัยจึงได้ทำคัดเลือกปัจจัยที่ใช้วิธี Gain Ratio และ Relief ที่มีค่าน้ำหนักจากมากมาหาน้อยจำนวน 12 ปัจจัยในการวัดประสิทธิภาพการพยากรณ์การทำร้ายตนเองของผู้ป่วยจิตเวช

1. ผลของค่าความถูกต้อง

ค่าความถูกต้อง คือ ค่าที่แบบจำลองสามารถจำแนกข้อมูลผู้ป่วยที่เกิดโรค และไม่เกิดโรคได้อย่างถูกต้องต่อข้อมูลทั้งหมด ในการทดลองนี้ได้ใช้วิธี 10-Fold Cross Validation มาใช้ในการแบ่งกลุ่มข้อมูลเป็น 10 ชุดข้อมูลเท่ากัน ซึ่ง 9 ชุดข้อมูลเป็นชุดเรียนรู้และอีก 1 ชุดเป็นชุดข้อมูลทดสอบ และทำการทดสอบ 10 รอบโดยแต่ละรอบชุดข้อมูลทดสอบจะไม่ซ้ำกันด้วยเทคนิคนาอ์ฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกและเทคนิคกฎบางส่วนดังรูปที่ 1

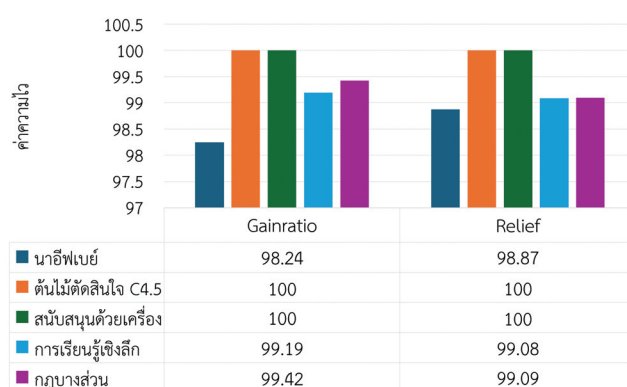


รูปที่ 1 ค่าความถูกต้องของแบบจำลอง

จากรูปที่ 1 แสดงค่าความถูกต้องของแบบจำลองหลังการคัดเลือกปัจจัย โดยการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio และ Relief มาใช้ในเทคนิคนาอ์ฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกและเทคนิคกฎบางส่วนพบว่า การคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 และเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมีค่าความถูกต้องมีค่าร้อยละ 84.66 รองลงมาเทคนิคนาอ์ฟเบย์มีร้อยละ 83.13 รองลงมาเทคนิคกฎบางส่วนร้อยละ 82.63 และเทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกร้อยละ 82.39 ส่วนการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Relief เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 และเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมีค่าความถูกต้องมากที่สุดมีค่าร้อยละ 84.66 รองลงมาเทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกร้อยละ 83.13 รองลงมาเทคนิคนาอ์ฟเบย์ร้อยละ 82.91 และเทคนิคกฎบางส่วนร้อยละ 81.96 เมื่อนำการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio และ Relief มาเปรียบเทียบกับเทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 และเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมีค่าความถูกต้องมากที่สุดมีค่าเท่ากับร้อยละ 84.66

2. ผลค่าความไว

ค่าความไว คือ ค่าที่แบบจำลองสามารถพยากรณ์ข้อมูลผู้ป่วยที่เกิดโรคได้อย่างถูกต้องต่อผู้ป่วยที่เกิดโรคจริง ในการทดลองนี้ได้นำวิธี 10-Fold Cross Validation มาใช้ในการแบ่งกลุ่มข้อมูลเป็น 10 ชุดข้อมูลเท่ากัน ซึ่ง 9 ชุดข้อมูลเป็นชุดเรียนรู้และอีก 1 ชุดเป็นชุดข้อมูลทดสอบ และทำการทดสอบ 10 รอบโดยแต่ละรอบชุดข้อมูลทดสอบจะไม่ซ้ำกัน ด้วยเทคนิคนาอ์ฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกและเทคนิคกฎบางส่วนดังรูปที่ 2



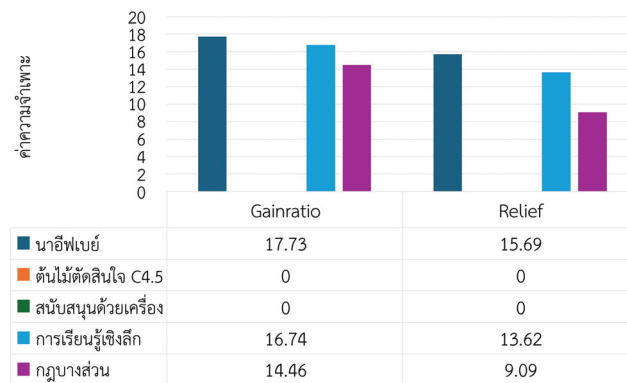
รูปที่ 2 ค่าความไวของแบบจำลอง

จากรูปที่ 2 แสดงค่าความไวของแบบจำลองหลังการคัดเลือกปัจจัย โดยการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio และ Relief มาใช้ในเทคนิคนาอ์ฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึก

และเทคนิคกฎบางส่วน พบว่าการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 และเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมือมีความไวมีค่าร้อยละ 100.00 รองลงมาเทคนิคกฎบางส่วนร้อยละ 99.42 รองลงมาเทคนิคนาอึฟเบย์ร้อยละ 99.24 และเทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกร้อยละ 99.19 ส่วนการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Relief เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 และเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมือที่มีความไวมากที่สุดมีค่าร้อยละ 100.00 รองลงมาเทคนิคนาอึฟเบย์ร้อยละ 99.87 รองลงมาเทคนิคกฎบางส่วนร้อยละ 99.09 และเทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกร้อยละ 99.08 เมื่อนำการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio และ Relief มาเปรียบเทียบกับเทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 และเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมือที่มีความไวมากที่สุดมีค่าเท่ากับร้อยละ 100.00

3. ผลค่าความจำเพาะ

ค่าความจำเพาะ คือ ค่าที่แบบจำลองสามารถพยากรณ์ข้อมูลผู้ป่วยที่ไม่เกิดโรคได้อย่างถูกต้องต่อผู้ป่วยที่พยากรณ์ว่าเกิดโรคในการทดลองนี้ได้ นำวิธี 10-Fold Cross Validation มาใช้ในการแบ่งกลุ่มข้อมูลเป็น 10 ชุดข้อมูลเท่ากัน ซึ่ง 9 ชุดข้อมูลเป็นชุดเรียนรู้และอีก 1 ชุดเป็นชุดข้อมูลทดสอบ และทำการทดสอบ 10 รอบ โดยแต่ละรอบชุดข้อมูลทดสอบจะไม่ซ้ำกันด้วยเทคนิคนาอึฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมือ เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกและเทคนิคกฎบางส่วนดังรูปที่ 3



รูปที่ 3 ค่าความจำเพาะของแบบจำลอง

จากรูปที่ 3 แสดงค่าความจำเพาะของแบบจำลองหลังการคัดเลือกปัจจัย โดยการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio และ Relief มาใช้ในเทคนิคนาอึฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมือ เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึก และเทคนิคกฎบางส่วนพบว่า การคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio เทคนิคนาอึฟเบย์มีค่าความจำเพาะมีค่าเท่ากับร้อยละ 17.73 รองลงมาเทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกร้อยละ 16.71 รองลงมาเทคนิคกฎบางส่วนร้อยละ 14.46 รองลงมาเทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 และเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมือร้อยละ 0 ส่วนการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Relief เทคนิคนาอึฟเบย์มีค่าความจำเพาะมากที่สุดมีค่าเท่ากับร้อยละ 15.69 รองลงมาเทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกร้อยละ 13.62 รองลงมาเทคนิคกฎบางส่วนร้อยละ 9.09 รองลงมาเทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 และเทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่องมือร้อยละ 0 เมื่อนำการคัดเลือกปัจจัยด้วยวิธี Gain Ratio และ Relief มาเปรียบเทียบกับเทคนิคนาอึฟเบย์ มีค่าความจำเพาะมากที่สุดมีค่าเท่ากับร้อยละ 17.73

สรุปผลและการอภิปรายผล

ในงานวิจัยนี้ได้ศึกษาปัจจัยการฆ่าตัวตายของผู้ป่วยจิตเวชและเปรียบเทียบประสิทธิภาพแบบจำลองผู้พยายามทำร้ายตนเอง จากข้อมูลที่รวบรวมจากฐานข้อมูลโรงพยาบาลจิตเวชขอนแก่นราชนครินทร์ จากวันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2562 ถึงวันที่ 31 ธันวาคม พ.ศ. 2564 จำนวนทั้งหมด 4,179 ระเบียน โดยสมมติฐานว่า การคัดเลือกปัจจัยที่สำคัญจะทำให้มิติของข้อมูลลดลง และน่าจะมีผลการวัดประสิทธิภาพเพิ่มมากขึ้นในการวัดค่าความถูกต้อง ค่าความไว และค่าความจำเพาะ

จึงได้ทำการศึกษาและเปรียบเทียบการนำเทคนิคเหมืองข้อมูลจำนวน 5 เทคนิค ได้แก่ เทคนิคนาอ์ฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึกและเทคนิคกฎบางส่วน จากผลการทดลองด้วยวิธีการคัดเลือกปัจจัยจากวิธี Chi-square, Gain Ratio และ Relief พบว่า การคัดเลือกปัจจัย Chi-square สามารถคัดเลือกปัจจัยได้ทั้งหมด 3 ปัจจัย เมื่อนำมาคำนวณในเทคนิคนาอ์ฟเบย์ เทคนิคต้นไม้ตัดสินใจ C4.5 เทคนิคสนับสนุนด้วยเครื่อง เทคนิคการเรียนรู้เชิงลึก และเทคนิคกฎบางส่วน ในเทคนิคต่าง ๆ มาคำนวณหาค่าความถูกต้อง ค่าความไว และค่าความจำเพาะมีค่าเท่ากับ 0 และการคัดเลือกปัจจัยวิธี Gain Ratio คัดเลือกปัจจัยได้ทั้งหมด 12 ปัจจัย ส่วนการคัดเลือกปัจจัยวิธี Relief สามารถคัดเลือกปัจจัยได้ทั้งหมด 15 ปัจจัย น้ำหนักของปัจจัยมีความใกล้เคียงกัน และการทดลองยังสนใจกลุ่มข้อมูลที่มีจำนวนมาก ผู้วิจัยจึงได้ทำคัดเลือกปัจจัยที่ใช้วิธี Gain Ratio และ Relief ที่มีค่าน้ำหนักจากมากมาหาน้อยจำนวน 12 ปัจจัย โดยการวัดประสิทธิภาพการพยากรณ์ด้วยค่าความถูกต้องมากที่สุด มีค่าเท่ากับร้อยละ 84.66 ค่าความไวมากที่สุดมีค่าเท่ากับ 100 และค่าความจำเพาะมีค่ามากที่สุด 17.73

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณโรงพยาบาลจิตเวชขอนแก่นราชนครินทร์ จังหวัดขอนแก่น ที่ให้ข้อมูลการรักษาผู้ป่วยโรคทางจิตเวช มาศึกษาในครั้งนี้ และคณะอาจารย์ เจ้าหน้าที่ภาควิชาเทคโนโลยีสารสนเทศ คณะวิทยาการสารสนเทศ มหาวิทยาลัยมหาสารคาม ในการช่วยผลักดัน ให้คำปรึกษาและข้อเสนอแนะ ให้งานวิจัยนี้ประสบความสำเร็จ

References

- Boonma, R. and Chirawichitchai, N. (2019). Classification of Diabetes Patient by Using Data Mining Techniques and Correlation Based Feature Selection. *PKRU SciTech Journal*, 3(2), 11-19. <https://ph01.tci-thaijo.org/index.php/pkruscitech/article/view/201722/164122>
- Boonprasom, C. and Sarach, C. (2019). The Exploratory Factor Analysis of Undergraduate Students' Dropout at Ubon Ratchathani Rajabhat University. *Technical Education Journal: King Mongkut's University of Technology North Bangkok*, 10(1), 86-97. <https://ojs.kmutnb.ac.th/index.php/jote/article/view/2909/2239>
- Chinprasatsak, K., Insuk, P., Foosarpok, N. and Sonpanow, N. (2023). *The Essence of DEEP LEARNING: AI, illustrated*. Made By AI Company Limited.
- Digital Government Development Agency. (2022). *AI Artificial Intelligence Technology for Government Administration and Services*. Sor. Pichit Printing Company Limited. (in Thai)
- Eibe, F. and Ian, W. (1998). *Generating Accurate Rule Sets Without Global Optimization*. Research Gate.
- Harnmongkolpipat, P. (2017). *Principles of Statistics 1* (7thed). Bangkok: Kasetsart University Press.
- Hongboonmee, N. and Thammakorn, T. (2019). Screening System for Depression on Smartphone using Data Mining Techniques. *Srinakharinwirot University Journal of Sciences and Technology*, 11(21), 100-113. <https://ejournals.swu.ac.th/index.php/SWUJournal/article/view/11425/9654>
- Kenji, K. and Larry, A.R. (1992). *The Feature Selection Problem: Traditional Methods and a New Algorithm*. <https://cdn.aaai.org/AAAI/1992/AAAI92-020.pdf>
- Khonkaen Rajanagarindra Psychiatric Hospital, National Center for Suicide. (2022). *E-Reports*. <https://suicide.dmh.go.th/report/>
- Molee, A., Saokaew, N. and Hemmanee, B. (2019). A Study of Disease Risk of Elderly with Data Mining Technique. *Narkbhutparitat Journal Nakhon Si Thammarat Rajabhat University*, 11(3), 29-34. (in Thai)

- Rungrattanaubol, J. (2022). *Data Mining Techniques*. Naresuan University Publishing House.
- Sanguansat, P. (2019). *Artificial Intelligence with Machine Learning, AI with Machine Learning*. Infopress
- Senthil Kumar, A.V. (2016). *Web Usage Mining Techniques and Applications Across Industries*. IGI Global, United States of America.
- World Health Organization. (2019). *Suicide Worldwide in 2019: Global Health Estimates*. WHO.
- World Health Organization. (2021). *One in 100 Deaths is by Suicide*. WHO. <https://www.who.int/news/item/17-06-2021-one-in-100-deaths-is-by-suicide>
- Xiaowei, H., Gaojie, J. and Wenjie, R. (2023). *Machine Learning Safety*. Singapore.



RMUTI Journal



RMUTI Journal

**Research on Modern science and
Utilizing Technological Innovation Journal**

Vol. 18 No. 1 January–April 2025

ISSN: 3027-6756 (Online)



**Institute of Research and Development
Rajamangala University of Technology Isan**

744 Suranarai Road, Meuang, Nakhon Ratchasima 30000, Thailand

Tel. (66) 4423 3063 Fax. (66) 4423 3064

E-mail : rmuti.journai@gmail.com