



วารสารแพทย์ เขต ๔-๕

ปีที่ ๔๕ ฉบับที่ ๓ กรกฎาคม - กันยายน ๒๕๖๙

REGION 4-5 MEDICAL JOURNAL

Vol. 45 No. 3 July - September 2026

นิพนธ์ต้นฉบับ

- แบบจำลองปัญหาประติสฐ์ทำนายปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัดหัวใจ
โรงพยาบาลสมุทรสาคร
- เปรียบเทียบผลลัพธ์การผ่าตัดไส้ติ่งแบบส่องกล้องกับการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด
ในโรงพยาบาลอุทอง จังหวัดสุพรรณบุรี
- ผลของภาวะอ้วนที่มีต่อค่าคะแนน Alvarado ในผู้ป่วยโรคไส้ติ่งอักเสบ
และพารามิเตอร์ที่สำคัญในผู้ป่วยภาวะอ้วนที่มีผลต่อการวินิจฉัยไส้ติ่งอักเสบ
- ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเสียชีวิตภายใน 30 วัน ของผู้ป่วยภาวะวิกฤตเลือดออก
ในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลันในโรงพยาบาลระดับตติยภูมิ
- การพัฒนาคุณภาพการดูแลผู้ป่วยโรคไตเรื้อรัง: ผลลัพธ์จากคลินิกโรคไตเรื้อรัง
ของโรงพยาบาลโพธาราม
- ความชุกและปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อการเกิดตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูงของลำไส้ใหญ่
และลำไส้ตรงในกลุ่มผู้ป่วยที่พบเลือดแฝงในอุจจาระ ณ โรงพยาบาลโพธาราม
จังหวัดราชบุรี
- การศึกษาผลของการให้ยา Enalapril วันละหนึ่งครั้งเทียบกับวันละสองครั้ง
ต่อการชะลอไตเสื่อมในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม
- ความสัมพันธ์ระหว่างคะแนนพฤติกรรมสุขภาพด้านการนอนหลับกับดัชนีมวลกาย
และภาวะอ้วนในผู้รับบริการวัยทำงาน คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

หัวหิน
HUA HIN

ISSN 3088-2680 (Print)
ISSN 3088-2699 (Online)





วารสารแพทย์ เขต 4-5 (Region 4-5 Medical Journal)



Quality Certified by TCI
January 1, 2025 – December 31, 2029

ผ่านการรับรองคุณภาพจากศูนย์ดัชนีการอ้างอิงวารสารไทย
(Thai-Journal Citation Index Centre-TCI) ให้อยู่ในฐานข้อมูล TCI กลุ่มที่ 2



วารสารแพทย์ เขต 4-5

Region 4-5 Medical Journal

เจ้าของ ชมรมแพทย์ เขต 4-5
Owner Region 4-5 Medical

ISSN 3088-2680

ที่ปรึกษา

ผู้ตรวจราชการกระทรวงสาธารณสุข เขตสุขภาพที่ 5
สาธารณสุขนิเทศน์
นายแพทย์สาธารณสุข เขตสุขภาพที่ 5
ประธานชมรมวารสารแพทย์เขต 4-5
กรรมการบริหารชมรมวารสารแพทย์เขต 4-5

บรรณาธิการ

นพ.สุนัย จันทรฉาย โรงพยาบาลนครปฐม

รองบรรณาธิการ

นพ.ธิดิ แสงธรรม โรงพยาบาลบ้านโป่ง

กองบรรณาธิการต่างสถาบัน

ศ.นพ.อภิชาติ จิตต์เจริญ	คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี
พญ.นันทิยา ตันพูนนท์	โรงพยาบาลพุทธชินราช
นพ.ณรงค์ เห็นประเสริฐแท้	โรงพยาบาลราชบุรี
นพ.ศุภชัย ไพบูลย์ผล	โรงพยาบาลราชบุรี
นพ.สมประสงค์ ทองมีสี	โรงพยาบาลชลบุรี
พญ.รัตกร อนุสรณาวิน	โรงพยาบาลเจ้าพระยายมราช
นพ.ณวัตร เกสรสุคนธ์	โรงพยาบาลสมุทรสาคร
รศ.ดร.สายพิน เกษมกิจวัฒนา	วิทยาลัยเซนต์หลุยส์
รศ.ดร.สมบูรณ์ ศิริสรธรีย์	คณะมนุษยศาสตร์และสังคมศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหิดล
ผศ.ดร.ภัทร์ พลอยแหวน	คณะมนุษยศาสตร์และสังคมศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหิดล
ผศ.ดร.แสงเทียน อยู่เถา	คณะมนุษยศาสตร์และสังคมศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหิดล
รศ.ดร.สมลักษณ์ คงเมือง	มหาวิทยาลัยศิลปากร
ผศ.ดร.กรรณิการ์ สุวรรณโคตร	มหาวิทยาลัยมหิดล
นางกาญจนา สุนทรณิณี	มหาวิทยาลัยศิลปากร
ดร.อัญญา ปลดเปลื้อง	วิทยาลัยพยาบาลบรมราชชนนี จักรีราช
ดร.พัชรินทร์ สมบูรณ์	ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

กองบรรณาธิการในสถาบัน

นพ.ปฐม วงษ์อุบล	โรงพยาบาลนครปฐม
พญ.สุธัญญา บรรจงภาค	โรงพยาบาลนครปฐม
นพ.โชคชัย วงศ์บุผา	โรงพยาบาลนครปฐม
พญ.นุชนารถ โตเหมือน	โรงพยาบาลนครปฐม
ทพ.ธาวีวิทย์ สุขเจริญ	โรงพยาบาลนครปฐม

ฝ่ายจัดการ

น.ส.นัตยา เสถียรพานิช	โรงพยาบาลนครปฐม
น.ส.พัทธ์ธีรา บูชาวงศ์ภักดิ์	โรงพยาบาลนครปฐม
น.ส.อติตยา คำแดง	โรงพยาบาลนครปฐม

เหรียญกษาปณ์

ภญ.อรอนงค์ เหล่าตระกูล	โรงพยาบาลนครปฐม
------------------------	-----------------

วารสารแพทย์ เขต 4-5

เป็นวารสารทางการแพทย์ ราย 3 เดือน กำหนดออกในเดือน มกราคม-มีนาคม เมษายน-มิถุนายน กรกฎาคม-กันยายน และตุลาคม-ธันวาคม
ห้องสมุดโรงพยาบาลนครปฐม อำเภอเมือง จังหวัดนครปฐม 73000
โทรศัพท์ 034-240069, 034-240000 ต่อ 1137

สำนักงาน

E-mail address

พิมพ์ที่

journal.region45@gmail.com
เพชรเกษมการพิมพ์ จังหวัดนครปฐม



วารสารแพทย์เขต ๔-๕

Region 4-5 Medical Journal

ปีที่ ๔๕ ฉบับที่ ๓ กรกฎาคม - กันยายน ๒๕๖๔

Vol. 45 No. 3 July - September 2026

สารบัญ

นิพนธ์ต้นฉบับ

แบบจำลองปัญญาประดิษฐ์ทำนายปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัดหัวใจ
โรงพยาบาลสมุทรสาคร

ณัฐพงศ์ รั้วมัน พ.บ., 343

เปรียบเทียบผลลัพธ์การผ่าตัดไส้ติ่งแบบส่องกล้อง
กับการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิดในโรงพยาบาลอุทอง จังหวัดสุพรรณบุรี

ณัฐวุฒิ กาละพงษ์ พ.บ., 353

ผลของภาวะอ้วนที่มีต่อค่าคะแนน Alvarado ในผู้ป่วยโรคไส้ติ่งอักเสบและ
พารามิเตอร์ที่สำคัญในผู้ป่วยภาวะอ้วนที่มีผลต่อการวินิจฉัยไส้ติ่งอักเสบ

อรวิทย์ เหล่าตระกูล พ.บ., 363

ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเสียชีวิตภายใน 30 วัน ของผู้ป่วยภาวะวิกฤตเลือดออกในสมอง
ชนิดปฏุนิยมเฉียบพลันในโรงพยาบาลระดับตติยภูมิ

มณีนก สำนัณ พ.บ., 375
กฤษฎา เชื้อบุญมี พ.บ.,

การพัฒนาคุณภาพการดูแลผู้ป่วยโรคไตเรื้อรัง: ผลลัพธ์จากคลินิกโรคไตเรื้อรัง
ของโรงพยาบาลโพธาราม

ณตพล คุ่มศิริ พ.บ., 389
ประทุมพร รุจิเจริญวรรณ พ.บ.,

ความชุกและปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อการเกิดต้อเนื้อชนิดเสี่ยงสูงของลำไส้ใหญ่
และลำไส้ตรงในกลุ่มผู้ป่วยที่พบเลือดแฝงในอุจจาระ ณ โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี

ปิยพัชร จิงสมานกุล พ.บ., 399

การศึกษาผลของการให้ยา Enalapril วันละหนึ่งครั้งเทียบกับวันละสองครั้ง
ต่อการชะลอไตเสื่อมในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม

วิภาณันท์ สันติเพชร พ.บ., 411

ความสัมพันธ์ระหว่างคะแนนพฤติกรรมสุขภาพด้านการนอนหลับกับดัชนีมวลกาย
และภาวะอ้วนในผู้รับบริการวัยทำงาน คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

ชัชวิน วัชรวิญญู พ.บ., 423

ความชุกของการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูงในสตรี
ที่มาตรวจส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร

ภัทริณี บุญญาภิสมภาร พ.บ., 437

อุบัติการณ์และปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับพัฒนาการล่าช้าของเด็กก่อนวัยเรียน
ในคลินิกพัฒนาการเด็ก โรงพยาบาลเจ้าพระยาอภัยภูธร สุพรรณบุรี

วิศรา ทองสีเข้ม พ.บ., 447

เปรียบเทียบอัตราและลักษณะการติดเชื้อในผู้ป่วยกระดูกยาวหักแบบเปิดจำแนก
ตามระยะเวลาการผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล

เทพฤทธิ์ วงษารัตน์ พ.บ., 463

การศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างพฤติกรรมเนือยนิ่งและการออกกำลังกายแบบแอโรบิก
กับดัชนีมวลกายและภาวะอ้วนในผู้เข้ารับบริการคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

ธีรพงศ์ รัตนตันติกุล พ.บ., 477

ผลกระทบของระยะเวลารอคอยก่อนการผ่าตัดต่ออัตราการรอดชีวิตระยะยาว
ในผู้ป่วยมะเร็งเต้านมระยะไม่แพร่กระจาย

จุฑาภรณ์ สามสีทอง พ.บ., 487

ปัจจัยสัมพันธ์กับการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่าย
ในผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยาคาร์บาเพนิม ที่โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี

เอกรินทร์ ผิวฉนวน พ.บ., 501
เยาวเรศ ขนเข้ม วท.ม.,



วารสารแพทย์เขต ๔-๕

Region 4-5 Medical Journal

ปีที่ ๔๕ ฉบับที่ ๓ กรกฎาคม - กันยายน ๒๕๖๔

Vol. 45 No. 3 July - September 2026

Contents

Original Article

- Artificial Intelligence-Based Prediction of Postoperative Blood Loss
in Cardiac Surgery in Samutsakhon Hospital Nuttapong Ruaman M.D., 343
- Comparative Analysis of Surgical Outcomes Between Laparoscopic
and Open Appendectomy at U Thong Hospital, Suphan Buri Nattawut Kalapong M.D., 353
- The Effect of Obesity on Alvarado Score in Patients with Appendicitis and
Significant Predictive Parameters for Diagnosis of Appendicitis in Obese Patients Orrawee Loatrakul M.D., 363
- Factors Associated with 30-Day Hospital Mortality in Critically Ill
Patients with Acute Primary Intracerebral Hemorrhage at a Tertiary Care Hospital Maneechanok Sammanee M.D., 375
Kritsana Chueaboonmee B.N.S.,
- Improving the Quality of Care for Chronic Kidney Disease Patients:
Outcomes from Photharam Hospital's CKD Clinic Natapol Khumsiri M.D., 389
Pratumporn Rujijaroenwan M.N.S.,
- Prevalence and Factors Associated with Advanced Adenomas in Patients with
Positive Fecal Immunochemical Test at Photharam Hospital, Ratchaburi Piyapat Chungsamakool M.D., 399
- The Effect of Once-Daily Versus Twice-Daily Enalapril Dosing
on the Progression of Chronic Kidney Disease at Samphran Hospital, Nakhon Pathom Province Wipanun Suntipet M.D., 411
- Relationship of Sleep Health Behavior Score with Body Mass Index
and Obesity Among Working-Age Adults at the Lifestyle Medicine Clinic,
Health Promotion Center Region 5, Ratchaburi Chatchawin Wangvarunyoo M.D., 423
- Prevalence of High-Grade Squamous Intraepithelial Neoplasia in Women
Who Underwent Colposcopy at Samutsakhon Hospital Patrinee Boonyapisompan M.D., 437
- Incidence and Associated Factors of Suspected Developmental Delay
in Preschool Childhood: A Retrospective Study at Child Development Clinic,
Chaophrayayommarat Hospital, Suphan Buri Warisara Thongseekhem M.D., 447
- Comparative Study of Infection Rates and Characteristics in Open Long Bone
Fractures According to Surgical Waiting Time After Hospital Admissions Teparit Wongsarat M.D., 463
- The Association of Sedentary Behavior and Aerobic Exercise with Body Mass
Index and Obesity Among Working-Age Adults at the Lifestyle Medicine Clinic,
Health Promotion Center Region 5, Ratchaburi Teerapong Rattantantikul M.D., 477
- Impact of Time to Surgery on Long-Term Survival Outcomes in Patients
with Non-Metastatic Breast Cancer Chutaporn Samseetong M.D., 487
- Factors Associated with 30-Day Hospital Readmission Among Patients
with Carbapenem-Resistant Gram-Negative Bacterial Infections
at Photharam Hospital, Ratchaburi Province Ekarin Piwuan M.N.S., 501
Yaowared Khonkhem M.Sc.,

แบบจำลองปัญญาประดิษฐ์ทำนายปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัดหัวใจ โรงพยาบาลสมุทรสาคร Artificial Intelligence-Based Prediction of Postoperative Blood Loss in Cardiac Surgery in Samutsakhon Hospital

ณัฐพงศ์ รุ่งมัน พ.บ.,
วว. ศัลยศาสตร์ทรวงอก
กลุ่มงานศัลยกรรม
โรงพยาบาลสมุทรสาคร
จังหวัดสมุทรสาคร

Nuttapong Ruaman M.D.,
Dip., Thai Board of Thoracic Surgery
Divison of Surgery
Samutsakhon Hospital
Samut Sakhon

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อพัฒนาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของแบบจำลองปัญญาประดิษฐ์ในการทำนายปริมาณเลือดหลังผ่าตัดหัวใจแบบเปิดภายใน 4 ชั่วโมงแรก และทำนายความเสี่ยงของการเกิดภาวะเลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตร และประเมินศักยภาพในการประยุกต์ใช้เป็นเครื่องมือตัดสินใจทางคลินิก

วิธีการศึกษา: การศึกษาเชิงพรรณนาย้อนหลังในผู้ป่วยผ่าตัดหัวใจแบบเปิด จำนวน 530 ราย ที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร ระหว่างวันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2562 ถึง 30 เมษายน พ.ศ. 2568 ใช้ข้อมูลทางคลินิกก่อน, ระหว่าง, และหลังผ่าตัด พัฒนาแบบจำลองการเรียนรู้แบบมีผู้สอน ได้แก่ RandomForest, HistGradientBoosting, และ XGBoost เพื่อทำนายทั้งการเกิดภาวะเลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตร ใน 4 ชั่วโมง (เชิงประเภท) และปริมาณเลือดออกแบบต่อเนื่อง (เชิงปริมาณ) โดยการเขียนโค้ดโปรแกรมภาษาไพทอน ในการพัฒนาแบบจำลองได้ใช้วิธี 3-fold cross-validation เพื่อปรับแต่งพารามิเตอร์แบบจำลองและประเมินประสิทธิภาพของแบบจำลองด้วยวิธี 5-fold cross-validation ด้วย precision, recall, F1-score, accuracy, area under the receiver operator characteristic curve (ROC AUC), mean absolute error (MAE), root mean square error (RMSE), และ coefficient of determination (R^2)

ผลการศึกษา: ผู้ป่วยที่เลือดออกหลังผ่าตัดมากกว่า 400 มิลลิลิตร ใน 4 ชั่วโมง มีเกล็ดเลือดก่อนผ่าตัดต่ำกว่า ระยะเวลาการหนีบหลอดเลือดแดงใหญ่ ระยะเวลาการใช้เครื่องหัวใจและปอดเทียมนานกว่า และชนิดการผ่าตัดแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($\chi^2 = 9.43$; $p = .02$) โดยการผ่าตัดบายพาสเส้นเลือดหัวใจ (CABG) ร่วมกับลิ้นหัวใจพบได้

บ่งชี้ว่า ส่วนแบบจำลอง XGBoost ให้ประสิทธิภาพดีที่สุดในการพยากรณ์เชิงประเภท โดยมีค่า precision 0.783, recall 0.684, F1-score 0.728, accuracy 0.909, และ ROC AUC 0.923 แสดงถึงความสามารถในการจำแนกผู้ป่วยกลุ่มเสี่ยงได้ดี สำหรับการพยากรณ์เชิงปริมาณ XGBoost ให้ค่า MAE 85.17 มิลลิลิตร, RMSE 119.80 มิลลิลิตร, และ R^2 0.620 โดยผลการทำนายมีความสอดคล้องกับค่าจริง แม้พบแนวโน้มประเมินต่ำกว่าค่าจริงในช่วงที่มีการเสียเลือดสูงมาก

สรุป: แบบจำลอง XGBoost มีศักยภาพในการใช้เป็นเครื่องมือช่วยประเมินความเสี่ยงและปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัดหัวใจ ซึ่งอาจช่วยสนับสนุนการวางแผนจัดการเลือดและการตัดสินใจทางคลินิกเกี่ยวกับการเตรียมเลือดได้อย่างเหมาะสม

คำสำคัญ: การผ่าตัดหัวใจแบบเปิด ปัญญาประดิษฐ์ การเรียนรู้ของเครื่อง เลือดออกหลังผ่าตัด

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 343–352.

Abstract

Objective: To develop and compare the performance of artificial intelligence-based models for predicting blood loss volume within the first 4 hours after open heart surgery and for identifying patients at risk of postoperative bleeding greater than 400 mL, and to evaluate their potential application as a clinical decision-support tool

Methods: A retrospective descriptive study was conducted in 530 patients who underwent open heart surgery at Samutsakhon Hospital between January 1, 2019, and April 30, 2025. Preoperative, intraoperative, and postoperative clinical data were used to develop supervised machine learning models, including Random Forest, HistGradientBoosting, and XGBoost. The models were designed to predict both postoperative bleeding greater than 400 mL within 4 hours (classification task) and continuous blood loss volume (regression task). Model development was performed using Python programming language. Hyperparameter tuning was conducted using 3-fold cross-validation, and model performance was subsequently evaluated using 5-fold cross-validation. Classification performance was assessed using precision, recall, F1-score, accuracy, and area under the receiver operating characteristic curve (ROC AUC), whereas regression performance was evaluated using mean absolute error (MAE), root mean square error (RMSE), and coefficient of determination (R^2).

Results: Patients with postoperative bleeding greater than 400 mL within 4 hours had lower preoperative platelet counts, longer aortic cross-clamp time, longer cardiopulmonary bypass time, and significantly different surgical procedures ($\chi^2 = 9.43$; $p = .02$), with combined coronary artery bypass grafting (CABG) and valve surgery occurring more frequently in the high-bleeding group. Among the evaluated models, XGBoost demonstrated the best classification performance, achieving a precision of 0.783, recall of 0.684, F1-score of 0.728, accuracy of 0.909, and ROC AUC of 0.923. For continuous blood loss prediction, XGBoost achieved a MAE of 85.17 mL, RMSE of 119.80 mL,

and R^2 of 0.620. Predicted values showed good agreement with observed blood loss, although a tendency toward underestimation was observed in patients with extremely high bleeding volumes.

Conclusion: The XGBoost model demonstrated strong potential as a clinical decision-support tool for assessing the risk and volume of postoperative bleeding following open heart surgery. Its application may facilitate perioperative blood management and improve clinical decision-making regarding blood preparation and resource utilization.

Keywords: open heart surgery, artificial intelligence, machine learning, postoperative blood loss

Received: Feb 16, 2026; Revised: Apr 16, 2026; Accepted: Jul 31, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 343–352.

บทนำ

การผ่าตัดหัวใจเป็นการผ่าตัดใหญ่ที่มีการเสียเลือดมากในระหว่างผ่าตัด โดยอาจเป็นปัจจัยของคนไข้ ได้แก่ อายุที่มาก¹ ค่าดัชนีมวลกายต่ำ² ระดับค่าการแข็งตัวของเลือดในแนวทางเวชปฏิบัติแนะนำให้ระดับค่า INR น้อยกว่า 1.5 เพื่อลดเลือดออกหลังผ่าตัด³ และระดับเกล็ดเลือดที่ต่ำกว่า 100×10^9 /ลิตร) สัมพันธ์กับภาวะแทรกซ้อนและเลือดที่ออกหลังผ่าตัดมากขึ้น ปัจจัยในระหว่างการผ่าตัด ได้แก่ การได้รับยาต้านแข็งตัวของเลือดในระหว่างการผ่าตัด การใช้เครื่องปอดและหัวใจเทียมมากกว่า 150 นาที การหนีบเส้นเลือดแดงใหญ่ในระหว่างผ่าตัดหัวใจมากกว่า 60 นาที สัมพันธ์กับการให้เลือดทดแทนมากขึ้นหลังผ่าตัด¹

ในทางปฏิบัติได้นิยามปริมาณเลือดออกมาก (major hemorrhage) หมายถึง การเสียเลือดที่เกินกว่า 1 เท่าของปริมาตรเลือดภายใน 24 ชั่วโมง หรือการเสียเลือดมากกว่า 1.5 มิลลิลิตรต่อน้ำหนักตัว กิโลกรัมต่อชั่วโมง ต่อเนื่องเป็นระยะเวลา 6 ชั่วโมง⁴ ซึ่งเทียบได้กับการเสียเลือดมากกว่า 1,500 มิลลิลิตร ใน 24 ชั่วโมง หรือมากกว่า 200 มิลลิลิตร ในช่วงเวลา 2 ชั่วโมงติดต่อกัน การให้เลือดทดแทนโดยไม่จำเป็นทำให้เกิดภาวะแทรกซ้อนตามมาได้ การเตรียมสภาวะร่างกายทั่วไปให้พร้อมก่อนผ่าตัด การวางแผนผ่าตัด

และการติดตามหลังผ่าตัด โดยมาตรการเหล่านี้โดยรวมอยู่ภายใต้แนวคิดการจัดการเลือดของผู้ป่วยอย่างเหมาะสม (patient blood management: PBM) เพื่อลดการเสียเลือดและหลีกเลี่ยงการให้เลือดโดยไม่จำเป็น⁵ ดังนั้นการใช้ข้อมูลเพื่อทำนายความเสี่ยงของการให้เลือดในผู้ป่วยผ่าตัดหัวใจเพื่อช่วยให้ศัลยแพทย์วิสัญญีแพทย์สามารถวางแผนล่วงหน้าในการเตรียมสำรองเลือด เตรียมการผ่าตัดที่ลดการเสียเลือดโดยไม่จำเป็น

ในการศึกษาที่ผ่านมาได้มีการพัฒนาคะแนนความเสี่ยงเพื่อเป็นตัวช่วยในการตัดสินใจในการให้เลือดทดแทน เช่น Transfusion Risk Understanding Scoring Tool (TRUST)⁶ โดยอาศัยการวิเคราะห์เชิงถดถอย (logistic regression) โดยใช้ตัวแปรทางคลินิกก่อนและหลังผ่าตัด แม้แบบจำลองเหล่านี้จะมีความโปร่งใส ตีความได้ง่าย และผ่านการตรวจสอบจากภายนอก แต่มีข้อจำกัดในการนำไปใช้ในกลุ่มประชากรอื่น ๆ เนื่องจากนโยบายการตัดสินใจการให้เลือดที่มีความหลากหลายในแต่ละสถาบัน

ในระยะหลังได้มีการประยุกต์การเรียนรู้ของเครื่อง (machine learning) มาพัฒนาแบบจำลองเพื่อเพิ่มความแม่นยำและความยืดหยุ่นการทำนายความเสี่ยง จัดประเภทความรุนแรงของโรค ซึ่งใช้การ

เรียนรู้แบบมีผู้สอน (supervised learning) เนื่องจากการเรียนรู้ของเครื่องสามารถตรวจจับความสัมพันธ์ที่ไม่เป็นเชิงเส้นและการปฏิสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรจำนวนมาก จากการทบทวนวรรณกรรมพบว่างานวิจัยการเรียนรู้ของเครื่องเป็นการเรียนรู้แบบแยกประเภท³ ยังไม่มีงานวิจัยที่ทำนายปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัดซึ่งจะช่วยประมาณการให้เลือดทดแทนหลังผ่าตัดได้อย่างเหมาะสม

วัตถุประสงค์

เพื่อสร้างแบบจำลองการทำนายปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัด เปรียบเทียบประสิทธิภาพและคุณูปการของแบบจำลองเมื่อนำไปใช้จริงและสร้างโปรแกรมที่ใช้ทำนายปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัด

วิธีการศึกษา

รูปแบบการศึกษาเป็นการศึกษาเชิงพรรณนาย้อนหลัง กลุ่มตัวอย่างคือ ผู้ป่วยที่ได้รับการผ่าตัดหัวใจแบบเปิด โดยขนาดของกลุ่มตัวอย่างได้ใช้สูตรของ Hanley-McNeil equation⁷ ในการคำนวณภายใต้สมมติฐาน $\alpha = 0.05$, $\beta = 0.20$, expected AUC = 0.70 และสัดส่วนกลุ่มที่เกิดเหตุการณ์ต่อไม่เกิดเหตุการณ์ประมาณ 1:5 ได้ขนาดกลุ่มตัวอย่างขั้นต่ำประมาณ 132 คน เพื่อเพิ่มความเสถียรและความแม่นยำของแบบจำลอง ผู้วิจัยได้รวบรวมข้อมูลย้อนหลังทั้งหมดที่เข้าเกณฑ์การศึกษา จำนวน 530 คน โดยศึกษาข้อมูลจากเวชระเบียนผู้ป่วยที่ได้รับการผ่าตัดตั้งแต่ 1 มกราคม พ.ศ. 2562 ถึง 30 เมษายน พ.ศ. 2568 ในโรงพยาบาลสมุทรสาคร

ข้อมูลประกอบด้วยข้อมูลพื้นฐานคนไข้ ได้แก่ อายุ เพศ โรคประจำตัว อัตราการบีบตัวของหัวใจ (ejection fraction); ข้อมูลการผ่าตัดคนไข้ ได้แก่ ประเภทการผ่าตัด ระยะเวลาหนีบหลอดเลือดแดงใหญ่ (clamp time) ระยะเวลาใช้เครื่องปอดและ

หัวใจเทียม (bypass time); ข้อมูลหลังผ่าตัด ได้แก่ ปริมาณเลือดที่ออกในวาระบายเลือดหลังผ่าตัดใน 4 ชั่วโมงแรก และ 24 ชั่วโมงแรก โดยตัวแปรดังกล่าวถูกใช้เป็นตัวแปรทำนายในการพัฒนาแบบจำลองการเรียนรู้ของเครื่อง วิเคราะห์ค่าสถิติของตัวแปรโดยใช้สถิติพรรณนา ได้แก่ ค่าเฉลี่ย ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน วิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างกลุ่มที่มีเลือดออกน้อยกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมง และกลุ่มที่เลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมง โดยใช้สถิติ chi-square test

ข้อมูลจะถูกเรียนรู้และทำนายผ่านอัลกอริทึมฝึกข้อมูลด้วยการเขียนโค้ดภาษาไพทอน (Python) ในโปรแกรม Visual Studio Code ในขั้นตอนแรกได้ทำการค้นหาจำนวนรอบการเรียนรู้ที่เหมาะสมของโมเดล โดยใช้ 3-fold cross-validation เพื่อปรับแต่งพารามิเตอร์แบบจำลอง (hyperparameter tuning) และคัดเลือกค่าพารามิเตอร์ที่เหมาะสมที่สุด โดยผลการวิเคราะห์พบว่าจำนวนรอบการเรียนรู้เท่ากับ 50 รอบ หลังจากนั้นประเมินประสิทธิภาพของแบบจำลองด้วยวิธี 5-fold cross-validation โดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 5 ส่วน และหมุนเวียนให้แต่ละส่วนเป็นชุดข้อมูลฝึก จำนวน 4 ส่วน และชุดข้อมูลทดสอบจำนวน 1 ส่วน โดยใช้อัลกอริทึมฝึกข้อมูล ได้แก่ RandomForest, XGBoost, HisGradientBoosting ในการจำลองการพยากรณ์เชิงประเภทแสดงประสิทธิภาพของแบบจำลองในการจำแนกกลุ่มที่มีเลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมง ด้วยค่าความแม่นยำเชิงบวก (precision) ค่าความสามารถในการตรวจจับหรือความไว (recall) ค่าความสมดุลระหว่างความแม่นยำและความไว (F1- score) และค่าความถูกต้องโดยรวม (accuracy) ส่วนการจำลองการพยากรณ์เชิงปริมาณเลือดออกภายใน 4 ชั่วโมง แสดงประสิทธิภาพของแบบจำลองด้วยค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนแบบสัมบูรณ์ (mean absolute error: MAE)

ค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนเฉลี่ยกำลังสอง (root mean square error: RMSE) และค่าความแปรปรวนของข้อมูล (coefficient of determination; R^2)

หลังจากได้ผลลัพธ์ที่เรียนรู้จากอัลกอริทึมบันทึกแบบจำลองที่ให้ผลดีที่สุดเพื่อนำไปใช้ทำนายผู้ป่วยรายใหม่โดยเลือกจากอัลกอริทึมที่มีประสิทธิภาพดีที่สุด เพื่อใช้เขียนโปรแกรมกรอกข้อมูลคนไข้ที่จะทำนายปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัดหัวใจแบบเปิดใน 4 ชั่วโมงต่อไป

จริยธรรมการวิจัย การศึกษานี้ได้ผ่านการรับรองจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์จากคณะกรรมการพิจารณาจริยธรรมการวิจัยในคนของโรงพยาบาลสมุทรสาคร เลขที่ SKH REC 20-2569/V.1

ผลการศึกษา

ข้อมูลพื้นฐานคนไข้ที่ได้รับการผ่าตัดหัวใจแบบเปิด เมื่อแบ่งกลุ่มคนไข้ที่มีเลือดออกน้อยกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมง และมากกว่า 400 มิลลิลิตร

ภายใน 4 ชั่วโมง พบว่าค่าผลเกล็ดเลือดก่อนผ่าตัดของกลุ่มที่เลือดออกมากกว่ามีค่าต่ำกว่า มีความแตกต่างของชนิดของการผ่าตัดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($\chi^2 = 9.43$; $df = 3$; $p = .02$) การผ่าตัดบายพาสเส้นเลือดหัวใจร่วมกับการผ่าตัดลิ้นหัวใจมีสัดส่วนสูงกว่าในกลุ่มที่มีเลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมง (ร้อยละ 23.3 เทียบกับ ร้อยละ 12.4) ขณะที่การผ่าตัดลิ้นหัวใจอย่างเดียวพบได้มากกว่าในกลุ่มที่มีเลือดออกน้อยกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมง (ร้อยละ 34.9 เทียบกับ ร้อยละ 28.2) ระยะเวลาการหนีบหลอดเลือดแดงใหญ่ (cross clamp time) และระยะเวลาการใช้เครื่องหัวใจและปอดเทียม (bypass time) นานมากกว่าในกลุ่มที่เลือดออกมากกว่า ดังแสดงไว้ในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ข้อมูลพื้นฐานคนไข้ที่ได้รับการผ่าตัดหัวใจแบบเปิด

ข้อมูลพื้นฐาน	ปริมาณเลือดออก ใน 4 ชั่วโมง <400 ml (n = 435)	ปริมาณเลือดออก ใน 4 ชั่วโมง >400 ml (n = 95)	p-value
อายุ (ปี)	61.63 ± 11.88	61.62 ± 12.61	.993
น้ำหนัก (กิโลกรัม)	62.32 ± 11.93	62.82 ± 11.32	.70
ดัชนีมวลกาย (กิโลกรัม/ตารางเมตร)	23.69 ± 4.14	24.80 ± 14.34	.17
ความเข้มข้นเลือด (Hct) ก่อนผ่าตัด (ร้อยละ)	36.83 ± 5.40	36.87 ± 5.71	.95
ปริมาณเกล็ดเลือด (platelet) ก่อน ผ่าตัด ($\times 10^3$ /ไมโครลิตร)	253.59 ± 86.94	233.21 ± 85.83	.03
ค่าการแข็งตัวของเลือด (INR) ก่อน ผ่าตัด	1.79 ± 0.37	1.28 ± 0.47	.67

ข้อมูลแสดงเป็นค่าเฉลี่ย ± ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (mean ± SD) หรือ จำนวน (ร้อยละ) ตามความเหมาะสม

ตารางที่ 1 ข้อมูลพื้นฐานคนไข้ที่ได้รับการผ่าตัดหัวใจแบบเปิด (ต่อ)

ข้อมูลพื้นฐาน	ปริมาณเลือดออก ใน 4 ชั่วโมง <400 ml (n = 435)	ปริมาณเลือดออก ใน 4 ชั่วโมง >400 ml (n = 95)	p-value
ค่าไต (creatinine) ก่อนผ่าตัด (มิลลิกรัม/เดซิลิตร)	1.73 ± 0.54	1.57 ± 1.64	.82
ค่าการบีบตัวของหัวใจ (ejection fraction) (ร้อยละ)	50.47 ± 14.99	48.93 ± 13.35	.34
ประเภทการผ่าตัด			
Isolated CABG surgery	205 (48.05%)	48 (46.6%)	
Isolated valve surgery	149 (34.9%)	29 (28.2%)	
CABG + valve	53 (12.4%)	24 (23.3%)	
Other surgery	20 (4.7%)	2 (1.9%)	.02
ระยะเวลาการหนีบ หลอดเลือดแดงใหญ่ (clamp time) (นาที)	98.05 ± 47.16	126.94 ± 49.28	< .001
ระยะเวลาใช้เครื่องหัวใจ และปอดเทียม (bypass time) (นาที)	137.95 ± 69.24	175.64 ± 68.11	< .000

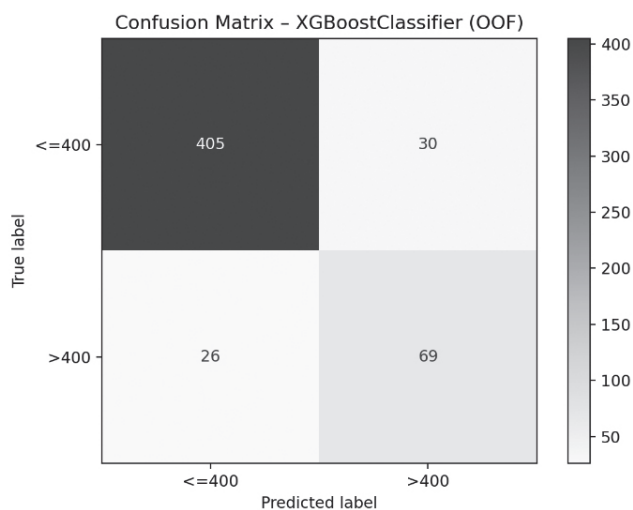
ข้อมูลแสดงเป็นค่าเฉลี่ย ± ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (mean ± SD) หรือ จำนวน (ร้อยละ) ตามความเหมาะสม

เมื่อนำข้อมูลคนไข้มาประเมินประสิทธิภาพของแบบจำลองพยากรณ์การเกิดภาวะเลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมงแรกหลังผ่าตัด แสดงไว้ในตารางที่ 2 พบว่าอัลกอริทึมทั้งสามชนิดมีค่าความถูกต้องโดยรวมอยู่ในระดับสูง แบบจำลอง XGBoost ให้ผลการพยากรณ์ที่ดีที่สุด โดยมีโอกาสเป็นกลุ่มเสี่ยงจริงประมาณ ร้อยละ 78.3 ตรวจพบเป็นกลุ่มเสี่ยงจริง ร้อยละ 68.4 มีค่าความสมดุลระหว่างความแม่นยำในการเตือนและความสามารถในการตรวจจับผู้ป่วยกลุ่มเสี่ยง เท่ากับ 0.728 และจำแนกผู้ป่วยกลุ่มเสี่ยงได้ถูกต้องโดยรวม ร้อยละ 90.9 ขณะที่ RandomForest มีค่า recall ต่ำกว่าแบบจำลองอื่น สะท้อนถึงข้อจำกัดในการตรวจจับผู้ป่วยที่มีเลือดออก

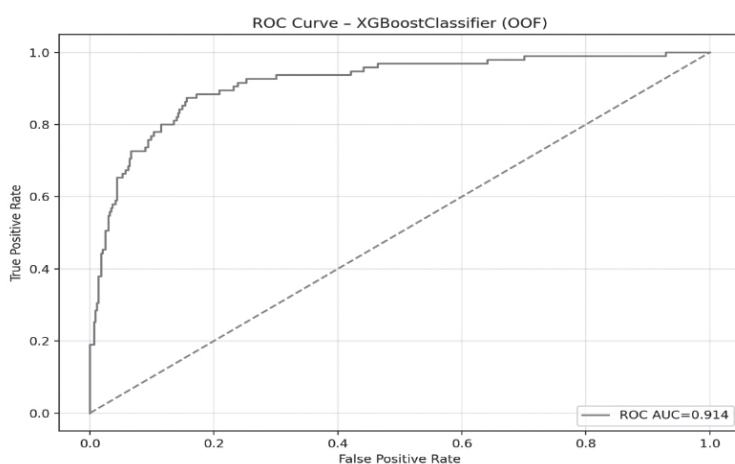
สูงจริง เมื่อพิจารณาจาก confusion matrix ของ XGBoost แสดงไว้ในภาพที่ 1 พบว่าสามารถทำนายผู้ป่วยที่มีปริมาณเลือดออกน้อยกว่า 400 มิลลิลิตร ได้ถูกต้องจำนวนมาก (true negative = 405 ราย) และสามารถตรวจจับผู้ป่วยที่มีเลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตรได้ถูกต้อง 69 ราย โดยมีการพลาดการตรวจจับ (false negative) 26 ราย ซึ่งยังอยู่ในระดับที่ยอมรับได้สำหรับการใช้งานเชิงคัดกรอง นอกจากนี้ เมื่อพิจารณาจาก ROC curve ของ XGBoost แสดงไว้ในภาพที่ 2 พบว่ามีค่า ROC AUC เท่ากับ 0.932 แสดงถึงความสามารถในการจำแนกกลุ่มเสี่ยงและไม่เสี่ยงได้ดีมากและมีเสถียรภาพในการพยากรณ์ โดยลดอคติจากการประเมินบนข้อมูลที่ฝึกโมเดล

ตารางที่ 2 ผลการประเมินประสิทธิภาพของแบบจำลองพยากรณ์เชิงประเมท

ชนิดอัลกอริทึม	Precision	Recall	F1-score	Accuracy
HistGradientBoosting	0.726	0.632	0.671	0.891
RandomForest	0.855	0.453	0.590	0.887
XGBoost	0.783	0.684	0.728	0.909



ภาพที่ 1 Confusion matrix ของอัลกอริทึม XGBoost ในการพยากรณ์ภาวะเลือดออกภายใน 4 ชั่วโมงหลังผ่าตัด



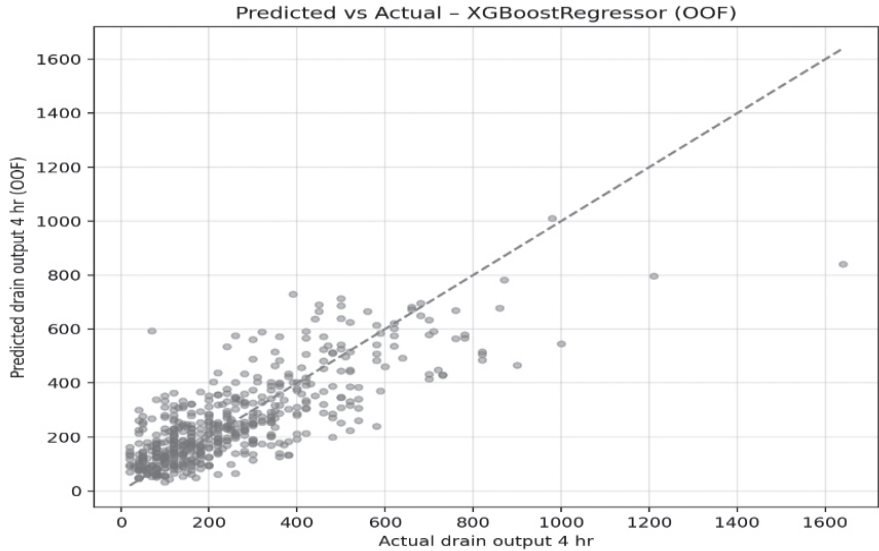
ภาพที่ 2 กราฟแสดง learning curve ของแบบจำลองพยากรณ์เชิงปริมาณที่ดีที่สุดก่อนและหลังปรับแต่งพารามิเตอร์

เมื่อเปรียบเทียบอัลกอริทึมในการประเมินประสิทธิภาพของแบบจำลองพยากรณ์เชิงปริมาณเลือดออกหลังผ่าตัดใน 4 ชั่วโมงแรก แสดงไว้ในตารางที่ 3 พบว่าแบบจำลอง XGBoost ให้ประสิทธิภาพดีที่สุด ให้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนแบบสัมบูรณ์เลือดออก 85.17 มิลลิลิตร ค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนเฉลี่ยกำลังสอง 119.80 มิลลิลิตร ค่าความสามารถในการอธิบายความแปรปรวนของปริมาณเลือดออกได้มากกว่าร้อยละ 62 เมื่อพิจารณาจากกราฟ predicted as actual แสดงไว้ในภาพที่ 3 พบว่าค่าที่แบบจำลองทำนายมีแนวโน้มสอดคล้องกับค่าจริง โดยจุดข้อมูล

ส่วนใหญ่อยู่ใกล้เส้นอ้างอิง ($y = x$) อย่างไรก็ตาม ในช่วงที่ปริมาณเลือดออกสูงมาก (มากกว่า 800–1,000 มิลลิลิตร) พบแนวโน้มการประเมินต่ำกว่าค่าจริง (underestimation) ซึ่งสะท้อนถึงความท้าทายในการพยากรณ์เหตุการณ์รุนแรงที่เกิดขึ้นไม่บ่อย เมื่อเปรียบเทียบกับ HisGradientBoosting และ RandomForest พบว่า XGBoost มีค่าความคลาดเคลื่อนต่ำกว่าอย่างสม่ำเสมอและให้ค่า R^2 สูงที่สุด แสดงถึงศักยภาพที่เหมาะสมสำหรับการนำไปใช้ประเมินปริมาณเลือดออกในทางคลินิก

ตารางที่ 3 ผลการประเมินประสิทธิภาพของแบบจำลองพยากรณ์เชิงปริมาณ

ชนิดอัลกอริทึม	MAE	RMSE	R^2
HistGradientBoosting	90.881 ± 3.993	128.066 ± 8.929	0.561 ± 0.091
RandomForest	86.189 ± 3.757	121.477 ± 5.046	0.602 ± 0.092
XGBoost	85.165 ± 2.083	119.795 ± 9.029	0.620 ± 0.050



ภาพที่ 3 กราฟแสดงความสัมพันธ์ระหว่างค่าที่แบบจำลองพยากรณ์กับค่าจริงของปริมาณเลือดออกภายใน 4 ชั่วโมง

วิจารณ์

งานศึกษานี้แสดงให้เห็นว่าจำนวนเกล็ดเลือดก่อนผ่าตัดที่ต่ำ การใช้เครื่องปอดและหัวใจเทียมที่นาน มีความสัมพันธ์กับการมีเลือดออกหลังผ่าตัดมากขึ้น โดยเฉพาะในผู้ป่วยที่ได้รับการผ่าตัดร่วมหลายหัตถการ ซึ่งโดยธรรมชาติของการผ่าตัดที่ซับซ้อนขึ้นส่งผลให้ระยะเวลาการหนีบหลอดเลือดแดงใหญ่และระยะเวลาการใช้เครื่องหัวใจและปอดเทียมยาวนานขึ้น ทั้งสองปัจจัยนี้มีส่วนทำให้เกิด platelet activation และ consumption เพิ่มขึ้นตามกลไกทางสรีรวิทยา^๕ นอกจากนี้ บางการศึกษาพบว่าระดับเกล็ดเลือดก่อนผ่าตัดเป็นตัวทำนายอิสระของการเสียเลือดและการให้เลือดหลังผ่าตัดหัวใจ^๖

เมื่อนำปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะเลือดออกหลังผ่าตัดไปพัฒนาแบบจำลองพยากรณ์การเกิดภาวะเลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมงแรกหลังผ่าตัด พบว่าแบบจำลอง XGBoost มีประสิทธิภาพโดดเด่นทั้งในการจำแนกผู้ป่วยที่มีความเสี่ยงต่อภาวะเลือดออกมากกว่า 400 มิลลิลิตร ภายใน 4 ชั่วโมงหลังผ่าตัด และในการพยากรณ์ปริมาณเลือดออกแบบต่อเนื่อง เมื่อเปรียบเทียบกับอัลกอริทึมอื่น ๆ บ่งชี้ว่าแบบจำลองสามารถแยกผู้ป่วยกลุ่มเสี่ยงได้ดี ซึ่งเป็นคุณสมบัติสำคัญสำหรับเครื่องมือช่วยในการตัดสินใจทางคลินิก เพื่อคัดกรองผู้ป่วยที่อาจต้องการการจัดการเตรียมผลิตภัณฑ์เลือดหลังผ่าตัด แต่ยังมีข้อจำกัดเฉพาะบางช่วงของปริมาณเลือดที่สูงมากซึ่งโมเดลมักประเมินต่ำกว่าค่าจริง ซึ่งอาจสะท้อนถึงจำนวนตัวอย่างในช่วงเหล่านี้ที่มีน้อยและความแปรปรวนที่สูง การปรับปรุงโมเดลด้วยเทคนิคเพิ่มน้ำหนักตัวอย่าง (data augmentation) หรือการรวมตัวแปรทางชีวภาพที่เกี่ยวข้องกับคนไข้เพิ่มเติม อาจช่วยเพิ่มประสิทธิภาพการพยากรณ์ในช่วงสูงสุดของการเสียเลือด

ในการดูแลผู้ป่วยหัวใจ การประเมินภาวะเลือดออกและการจัดการเลือดอย่างเหมาะสมมีความสำคัญ การให้เลือดระหว่างหรือหลังการผ่าตัดหัวใจมีความสัมพันธ์กับผลลัพธ์ทางคลินิกที่สำคัญ หลาย

งานวิจัยได้รายงานว่าการให้เลือดแดงในผู้ป่วยผ่าตัดหัวใจมีความเสี่ยงทั้งในระยะสั้นและระยะยาว ได้แก่ ความเสี่ยงต่อภาวะหัวใจล้มเหลว การติดเชื้อ การทำงานของไตลดลง และอัตราการเสียชีวิตสูงขึ้นเมื่อเทียบกับผู้ป่วยที่ไม่ได้รับเลือด ซึ่งมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามปริมาณเลือดที่ได้รับ^๗ นอกจากนี้ การให้เลือดแบบกว้าง (liberal transfusion) เมื่อเปรียบเทียบกับการให้เลือดแบบเข้มงวดตามเกณฑ์ (restrictive thresholds) ยังไม่ให้ผลลัพธ์ที่ต่างกันอย่างชัดเจนในการวัดการเสียชีวิตภายใน 30 วัน ซึ่งชี้ให้เห็นว่าการตัดสินใจให้เลือดควรคำนึงถึงปัจจัยทางคลินิกเฉพาะรายและผลลัพธ์ผู้ป่วยมากกว่าการใช้เกณฑ์ทั่วไปอย่างเดียวย¹⁰

การประเมินโอกาสภาวะเลือดออกก่อนที่จะถึงจุดที่ต้องให้เลือด มีความหมายในทางคลินิกมากกว่าการใช้เกณฑ์แบบคงที่เพียงอย่างเดียว เพราะสามารถลดการให้เลือดโดยไม่จำเป็นและมุ่งเน้นการเตรียมทรัพยากรกับผู้ป่วยที่มีแนวโน้มสูงจริง การใช้โมเดลพยากรณ์จึงอาจถูกนำมาประยุกต์ในระบบบริหารจัดการเลือดและการวางแผนดูแล เพื่อเสริมสร้างการให้เลือดที่มีประสิทธิภาพและปลอดภัยยิ่งขึ้น

อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้ยังมีข้อจำกัดหลายประการ ประการแรก เป็นการศึกษาย้อนหลังจากศูนย์การแพทย์แห่งเดียว (single-center retrospective study) มีขนาดกลุ่มตัวอย่างค่อนข้างจำกัด; ประการที่สอง แบบจำลองได้รับการพัฒนายังไม่มีการทดสอบกับข้อมูลภายนอก (external validation); ประการที่สาม แม้จะมีการใช้วิธี cross-validation เพื่อลดความเอนเอียงของแบบจำลอง แต่ยังคงมีความเป็นไปได้ของการเกิด overfitting นอกจากนี้ ในทางคลินิกไม่สามารถระบุปริมาณผลิตภัณฑ์เลือดที่ควรให้ได้อย่างชัดเจนในเชิงปริมาณ เช่น จำนวนถุงของเลือดหรือส่วนประกอบเลือดที่เหมาะสม การตัดสินใจให้ผลิตภัณฑ์เลือดยังคงอาศัยการประเมินทางคลินิกร่วมกับปริมาณเลือดที่ออกจากสายระบายหลังผ่าตัด

สรุป

แบบจำลอง XGBoost มีประสิทธิภาพดีในการทำนายความเสี่ยงและปริมาณเลือดออกภายใน 4 ชั่วโมงแรกหลังผ่าตัดหัวใจแบบเปิด โดยอาจเป็นพื้นฐานสำหรับการพัฒนาเครื่องมือสนับสนุนการตัดสินใจทางคลินิกด้านการจัดการเลือดในอนาคต

เอกสารอ้างอิง

1. Klein AA, Collier T, Yeates J, Miles LF, Fletcher SN, Evans C, et al. The ACTA PORT-score for predicting perioperative risk of blood transfusion for adult cardiac surgery. *Br J Anaesth*. 2017;119(3):394–401. doi: 10.1093/bja/aex205.
2. Cunha CBCD, Lima TA, Ferraz DLM, Silva ITC, Santiago MKD, Sena GR, et al. Predicting the need for blood transfusions in cardiac surgery: A comparison between machine learning algorithms and established risk scores in the Brazilian Population. *Braz J Cardiovasc Surg*. 2024;39(2):e20230212. doi: 10.21470/1678-9741-2023-0212.
3. Liu S, Zhou R, Xia XQ, Ren H, Wang LY, Sang RR, et al. Machine learning models to predict red blood cell transfusion in patients undergoing mitral valve surgery. *Ann Transl Med*. 2021;9(7):530. doi: 10.21037/atm-20-7375.
4. Boyko Y, Rasmussen SB, Bartoszko J, van Klei WA, McCluskey S, Karkouti K, et al. Blood transfusion and acute kidney injury after cardiac surgery: A retrospective observational study. *Can J Anaesth*. 2025;72(10):1534–43. doi: 10.1007/s12630-025-03036-9.
5. Meybohm P, Richards T, Isbister J, Hofmann A, Shander A, Goodnough LT, et al. Patient blood management bundles to facilitate implementation. *Transfus Med Rev*. 2017;31(1):62–71. doi: 10.1016/j.tmr.2016.05.012.
6. Karkouti K, O'Farrell R, Yau TM, Beattie WS. Prediction of massive blood transfusion in cardiac surgery. *Can J Anaesth*. 2006;53(8):781–94. doi: 10.1007/BF03022795.
7. Hanley JA, McNeil BJ. A method of comparing the areas under receiver operating characteristic curves derived from the same cases. *Radiology*. 1983;148(3):839–43. doi: 10.1148/radiology.148.3.6878708.
8. Paparella D, Yau TM, Young E. Cardiopulmonary bypass induced inflammation: pathophysiology and treatment. An update. *Eur J Cardiothorac Surg*. 2002;21(2):232–44. doi: 10.1016/S1010-7940(01)01099-5.
9. Kim HJ, Kim JE, Lee JY, Lee SH, Jung JS, Son HS. Perioperative red blood cell transfusion is associated with adverse cardiovascular outcomes in heart valve surgery. *Anesth Analg*. 2023;137(1):153–61. doi: 10.1213/ANE.00000000000006245.
10. Patel NN, Avlonitis VS, Jones HE, Reeves BC, Sterne JAC, Murphy GJ. Indications for red blood cell transfusion in cardiac surgery: A systematic review and meta-analysis. *Lancet Haematol*. 2015;2(12):e543–53. doi: 10.1016/S2352-3026(15)00198-2.

เปรียบเทียบผลลัพธ์การผ่าตัดไส้ติ่งแบบส่องกล้อง กับการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิดในโรงพยาบาลอุ้มทอง จังหวัดสุพรรณบุรี Comparative Analysis of Surgical Outcomes Between Laparoscopic and Open Appendectomy at U Thong Hospital, Suphan Buri

ณัฐวุฒิ กาละพงษ์ พ.บ.,
วว. ศัลยศาสตร์
กลุ่มงานการแพทย์
โรงพยาบาลอุ้มทอง
จังหวัดสุพรรณบุรี

Nattawut Kalapong M.D.,
Dip., Thai Board of General Surgery
Division of Surgery
U-thong Hospital
Suphan Buri

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: โรคไส้ติ่งอักเสบเฉียบพลันเป็นสาเหตุของภาวะปวดท้องเฉียบพลันที่พบบ่อยที่สุด แม้การผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (laparoscopic appendectomy: LA) จะเริ่มเป็นที่นิยมและได้รับการแนะนำว่ามีประสิทธิภาพสูงในด้านการพักฟื้น แต่ข้อมูลเปรียบเทียบในบริบทของโรงพยาบาลชุมชนยังคงมีจำกัด ผู้วิจัยจึงต้องการศึกษาเปรียบเทียบผลลัพธ์ระหว่างการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) และการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด (open appendectomy: OA) ในโรงพยาบาลอุ้มทอง โดยเปรียบเทียบผลลัพธ์ทางคลินิก ได้แก่ ระยะเวลาผ่าตัด, การสูญเสียเลือด, ระยะเวลาเริ่มรับประทานอาหาร, ภาวะแทรกซ้อน, และระยะเวลาการนอนโรงพยาบาล รวมถึงเปรียบเทียบความคุ้มค่าผ่านค่าน้ำหนักสัมพัทธ์ (RW) และรายรับจากการรักษาพยาบาล

วิธีการศึกษา: การวิจัยเชิงวิเคราะห์แบบย้อนหลัง (retrospective cohort study) ในผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบเฉียบพลันที่เข้ารับการผ่าตัด ณ โรงพยาบาลอุ้มทอง ระหว่างเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2566 ถึง กรกฎาคม พ.ศ. 2568 วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติเชิงพรรณนา และสถิติอนุมาน (chi-square test, independent t test, และ Mann-Whitney U test) โดยกำหนดนัยสำคัญที่ $p < .05$

ผลการศึกษา: กลุ่มตัวอย่างรวม 140 ราย แบ่งเป็นกลุ่มผ่าตัดแบบเปิด 64 ราย และกลุ่มผ่าตัดผ่านกล้อง 76 ราย ทั้งสองกลุ่มมีลักษณะพื้นฐานไม่แตกต่างกันในด้านเพศ อายุ และความรุนแรงของโรค แต่กลุ่ม ผ่าตัดผ่านกล้อง (LA) มีค่าน้ำหนักและดัชนีมวลกาย (BMI) สูงกว่ากลุ่มผ่าตัดแบบเปิด (OA) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < .05$) ในด้านผลลัพธ์ทางคลินิก พบว่า ปริมาณการเสียเลือด ระยะเวลาการเริ่มรับประทานอาหารหลังผ่าตัด

อัตราการเกิดภาวะแทรกซ้อน และจำนวนวันนอนพักรักษาตัวในโรงพยาบาลของทั้งสองกลุ่มไม่มีความแตกต่างกัน อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ระยะเวลาผ่าตัดในกลุ่มผ่าตัดผ่านกล้อง (LA) มากกว่ากลุ่ม ผ่าตัดแบบเปิด (OA) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < .05$) สุดท้ายในด้านเศรษฐศาสตร์พบว่า การผ่าตัดผ่านกล้อง (LA) มีค่าน้ำหนักสัมพัทธ์ (RW) และรายรับที่สูงกว่าการผ่าตัดแบบเปิด (OA)

สรุป: การผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้องในโรงพยาบาลชุมชนเป็นทางเลือกที่มีประสิทธิภาพ โดยเฉพาะในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน นอกจากนี้ ในแง่รายรับการผ่าตัดผ่านกล้อง (LA) ยังมากกว่าการผ่าตัดแบบเปิด (OA) แต่ยังมีปัจจัยเรื่องต้นทุนและระยะเวลาผ่าตัดที่ต้องพิจารณาประกอบกันบริบทของโรงพยาบาลแต่ละแห่งด้วย โดยเฉพาะโรงพยาบาลชุมชน

คำสำคัญ: ไส้ติ่งอักเสบเฉียบพลัน การผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง การผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด ผลลัพธ์ทางคลินิก
โรงพยาบาลอุทุมพร

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 353–362.

Abstract

Objective: Acute appendicitis is a leading cause of acute abdominal pain requiring emergency surgery. While laparoscopic appendectomy (LA) has gained popularity due to its perceived benefits in recovery, evidence comparing LA and open appendectomy (OA) within the context of community hospitals remains limited. This study aimed to compare the clinical outcomes and economic aspects between LA and OA at U-thong Hospital. Data regarding clinical outcomes (operative time, blood loss, time to first meal, complications, and length of stay) and economic indicators (relative weight: RW and total medical income) were collected.

Methods: A retrospective cohort study was conducted on patients diagnosed with acute appendicitis who underwent appendectomy at U-thong Hospital between July 2023 and July 2025. Statistical analysis was performed using chi-square test, independent t test, and Mann-Whitney U test, with significance set at $p < .05$.

Results: A total of 140 patients were included, consisting of 64 patients in the OA group and 76 patients in the LA group. The baseline characteristics were comparable between both groups; the LA group had significantly higher body weight and body mass index (BMI) than the OA group ($p < .05$). In terms of clinical outcomes, there were no statistically significant differences between the two groups in blood loss, time to initiation of oral intake after surgery, complication rate, or length of hospital stay. However, the operative time in the LA group was significantly longer than that in the OA group ($p < .05$). From an economic perspective, LA was associated with higher relative weight (RW) and higher total medical income than the OA procedure.

Conclusion: Laparoscopic appendectomy is a safe and effective alternative for treating acute appendicitis in a community hospital setting, particularly for patients with high BMI. In addition, in terms of revenue, the LA procedure generated higher income than OA; however, cost and operative time should also be considered in the context of each hospital, particularly community hospitals.

Keywords: acute appendicitis, laparoscopic appendectomy (LA), open appendectomy: (OA), clinical outcomes, U-thong Hospital

Received: Apr 21, 2026; Revised: Jun 30, 2026; Accepted: Sep 22, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 353–362.

บทนำ

ภาวะปวดท้องเฉียบพลัน (acute abdominal pain) เป็นหนึ่งในอาการหลักที่พบได้บ่อยในแผนกฉุกเฉิน โดยอุบัติการณ์คิดเป็น ร้อยละ 7–10 ของผู้ป่วยทั้งหมดที่เข้ารับการรักษาในห้องฉุกเฉิน “โรคไส้ติ่งอักเสบเฉียบพลัน” (acute appendicitis) เป็นสาเหตุที่พบบ่อยที่สุดของอาการปวดท้องน้อยด้านขวา¹ ภาวะแทรกซ้อนที่รุนแรงที่สุดของโรคนี้ คือ ไส้ติ่งแตก (perforated appendicitis) ซึ่งมักเกิดจากการเข้ารับการผ่าตัดล่าช้าหรือการได้รับยาปฏิชีวนะไม่ทันเวลาที่ผู้ป่วยในกลุ่มนี้มีโอกาสเกิดภาวะแทรกซ้อนสูงถึง ร้อยละ 72² ภาวะแทรกซ้อนระยะแรกที่สุดที่พบบ่อยที่สุด คือ การติดเชื้อของแผลผ่าตัด (ร้อยละ 42), ตามด้วยแผลแยก (ร้อยละ 16.6), ลำไส้อุดตัน (ร้อยละ 1.6), และการเกิดรูทะลุระหว่างลำไส้กับผิวหนัง (fistula) (ร้อยละ 1.6) ส่วนภาวะแทรกซ้อนระยะหลังที่พบได้บ่อย ได้แก่ ลำไส้อุดตัน (ร้อยละ 2.4), ฝีหนองในช่องท้อง (ร้อยละ 1.6), และไส้เลื่อนหน้าท้องบริเวณแผลผ่าตัด (incisional Hernia) (ร้อยละ 1.6) ทั้งนี้ อัตราการเสียชีวิตของผู้ป่วยไส้ติ่งแตกอยู่ที่ ร้อยละ 4.8 ซึ่งมักสัมพันธ์กับผู้ป่วยสูงอายุและผู้ที่มีโรคประจำตัวหลายโรค²

ในด้านวิวัฒนาการการรักษา การผ่าตัดไส้ติ่ง (appendectomy) ยังคงเป็นมาตรฐานหลักในการ

รักษาโรคไส้ติ่งอักเสบเฉียบพลัน¹ นับตั้งแต่การผ่าตัดสำเร็จครั้งแรกใน ค.ศ. 1735 โดยนายแพทย์ Claudius Amyand ผ่านแผลไส้เลื่อน ใน ค.ศ. 1880 โดยนายแพทย์ Robert Lawson Tait ได้มีการผ่าตัดผ่านแผลกึ่งกลางหน้าท้อง (midline incision) สำเร็จเป็นครั้งแรก ต่อมาจึงได้มีการพัฒนาเทคนิคเพื่อลดภาวะแทรกซ้อนและเพิ่มความสวยงามของแผล เช่น การผ่าตัดผ่านแผล McBurney's incision ใน ค.ศ. 1845 และการผ่าตัดผ่านแผล Lanz incision ใน ค.ศ. 1908 จนกระทั่งใน ค.ศ. 1980 นายแพทย์ Kurt Semm ได้ประสบความสำเร็จในการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (laparoscopic appendectomy: LA) เป็นรายแรกของโลก ซึ่งเทคโนโลยีนี้ได้รับการพัฒนาอย่างต่อเนื่อง³

ตามแนวทางเวชปฏิบัติ Jerusalem Guideline 2020 ได้ให้คำแนะนำระดับสูงว่า การผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้องมีประสิทธิภาพเหนือกว่าการผ่าตัดแบบเปิดโดยช่วยลดระดับความปวดหลังผ่าตัด ลดจำนวนวันนอนโรงพยาบาล ผู้ป่วยฟื้นตัวกลับไปทำงานได้เร็วขึ้น และมีแผลผ่าตัดที่เล็กลง แม้จะมีข้อจำกัดเรื่องระยะเวลาการผ่าตัดที่นานกว่าและค่าใช้จ่ายที่สูงกว่าก็ตาม นอกจากนี้ ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน ผู้สูงอายุ และผู้ที่มีโรคประจำตัว การผ่าตัดผ่านกล้องยังมีส่วนช่วยลดอัตราการเสียชีวิต ภาวะแทรกซ้อนจากการติดเชื้อ และระยะเวลาการพักฟื้นได้อย่างมีนัยสำคัญ¹

จากข้อมูลของ WHO ใน ค.ศ. 2020 พบว่าคนไทยเสียชีวิตจากไส้ติ่งอักเสบอยู่ที่ 114 คน คิดเป็นร้อยละ 0.03 ของการตายทั้งหมด อัตราการตายอยู่ที่ 0.13 ต่อประชากร 100,000 คน คิดเป็นลำดับที่ 127 ของโลก⁴ ขณะที่ข้อมูลจากสำนักงานหลักประกันสุขภาพแห่งชาติ (สปสช.) ระหว่าง พ.ศ. 2559–2563 พบผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบรวม 287,449 ราย โดยได้รับการรักษาด้วยการผ่าตัด 272,850 ราย คิดเป็นอัตราส่วน 10.8 รายต่อประชากร 10,000 คน⁵

โรงพยาบาลอุ้มทอง เป็นโรงพยาบาลชุมชนขนาด 150 เตียง ในจังหวัดสุพรรณบุรี ซึ่งปัจจุบันมีศักยภาพในการให้บริการทางศัลยกรรมโดยศัลยแพทย์ได้เริ่มดำเนินการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด (open appendectomy: OA) เคสแรกในเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2566 และพัฒนาสู่การผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) เคสแรกในเดือนตุลาคม พ.ศ. 2566 เนื่องจากทั้งสองวิธีเป็นมาตรฐานการรักษาที่สำคัญ ผู้วิจัยจึงเล็งเห็นถึงความสำคัญในการศึกษาเปรียบเทียบผลลัพธ์ของการผ่าตัดทั้งสองรูปแบบในบริบทของโรงพยาบาลอุ้มทอง เพื่อนำข้อมูลที่ได้มาใช้ในการประกอบการตัดสินใจเลือกวิธีการรักษาที่เหมาะสมและมีประสิทธิภาพสูงสุดให้แก่ผู้ป่วยต่อไป

วัตถุประสงค์

1. เพื่อเปรียบเทียบผลลัพธ์ทางคลินิก (clinical outcomes) ระหว่างการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (laparoscopic appendectomy: LA) และการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด (open appendectomy: OA) ในผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบเฉียบพลันของโรงพยาบาลอุ้มทอง จังหวัดสุพรรณบุรี
2. เพื่อเปรียบเทียบความคุ้มค่าทางเศรษฐศาสตร์สาธารณสุข

วิธีการศึกษา

การศึกษานี้เป็นการวิจัยเชิงพรรณนาแบบย้อนหลัง (retrospective cohort study) เพื่อเปรียบเทียบผลลัพธ์ระหว่างการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (laparoscopic appendectomy) และการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด (open appendectomy) ผู้วิจัยได้ทำการเก็บรวบรวมข้อมูลที่จะใช้ในการวิจัยจากศูนย์สารสนเทศ ห้องเวชระเบียน ห้องผ่าตัด และหอผู้ป่วยในของโรงพยาบาลอุ้มทอง จังหวัดสุพรรณบุรี มีเกณฑ์คัดเข้า คือ ผู้ป่วยที่ได้รับการผ่าตัดไส้ติ่งของโรงพยาบาลอุ้มทอง โดยศัลยแพทย์ทั้งหมด 2 ท่าน ระหว่างวันที่ 12 กรกฎาคม พ.ศ. 2566 ถึง 15 กรกฎาคม พ.ศ. 2568 ทุกราย โดยแบ่งออกเป็น 2 กลุ่ม ตามวิธีการผ่าตัด คือ กลุ่มที่ได้รับการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด และกลุ่มที่ได้รับการผ่าตัดไส้ติ่งแบบส่องกล้อง ส่วนเกณฑ์คัดออก คือ ผู้ป่วยที่เปลี่ยนการวินิจฉัยจากผลการผ่าตัดว่าเป็นภาวะอื่น ๆ ที่ไม่ใช่ไส้ติ่งอักเสบ ผู้ป่วยที่ได้รับการผ่าตัดส่องกล้องแล้วเปลี่ยนเป็นผ่าตัดแบบเปิดท้อง ผู้ป่วยที่เวชระเบียนสูญหาย และผู้ป่วยที่ใช้สิทธิ์ชำระเงินเอง โดยศึกษาเก็บข้อมูลจากทั้งสองกลุ่มเปรียบเทียบข้อมูลส่วนบุคคล ความรุนแรงของโรค การเสียเลือด ระยะเวลาเริ่มทานอาหาร ระยะเวลาผ่าตัด จำนวนวันนอน ภาวะแทรกซ้อนต่าง ๆ ค่าน้ำหนักสัมพัทธ์ (RW) และการเรียกเก็บเงินคืนจากกองทุน จากนั้นนำข้อมูลเข้าวิเคราะห์ด้วยโปรแกรม SPSS สถิติเชิงพรรณนา (descriptive statistics) นำเสนอด้วย ความถี่ (frequency), ร้อยละ (percentage), ค่าเฉลี่ย (mean), และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (SD) สถิติเปรียบเทียบเชิงอนุมาน (inferential statistics) เปรียบเทียบข้อมูลเชิงกลุ่มและภาวะแทรกซ้อนด้วย chi-square test หรือ Fisher's exact test เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของผลลัพธ์ต่อเนื่อง (เช่น ระยะเวลาผ่าตัด, วันนอน) ด้วย independent t test ในกรณีข้อมูลกระจายตัวปกติ และ Mann-Whitney U test ในกรณีข้อมูลกระจายตัว

ไม่ปกติ โดยกำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ $p\text{-value} < .05$

การคำนวณขนาดกลุ่มตัวอย่าง

การคำนวณขนาดกลุ่มตัวอย่างสำหรับการศึกษานี้อ้างอิงจากผลลัพธ์หลัก คือ ปริมาณการเสียเลือดระหว่างผ่าตัด (intraoperative blood loss) ซึ่งเป็นผลลัพธ์ทางคลินิกที่สำคัญในการเปรียบเทียบวิธีการผ่าตัดผ่านกล้อง (LA) กับแบบเปิด (OA) โดยใช้ข้อมูลจากการศึกษาของ Takami และคณะ⁶ ซึ่งเปรียบเทียบผลลัพธ์การผ่าตัดไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะแทรกซ้อน (complicated appendicitis) ระหว่าง LA และ OA พบว่าปริมาณการเสียเลือดเฉลี่ยในกลุ่ม OA เท่ากับ 74.79 ± 168.55 มิลลิลิตร และกลุ่ม LA เท่ากับ 29.64 ± 62.97 มิลลิลิตร

คำนวณขนาดกลุ่มตัวอย่างโดยใช้สูตรเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของสองกลุ่มอิสระ ดังนี้

$$n = 2(Z\alpha/2 + Z\beta)^2 \times \sigma^2 / d^2$$
 กำหนด $Z\alpha/2 = 1.96$ ($\alpha = 0.05$, two-tailed), $Z\beta = 0.84$ (กำลังทางสถิติ ร้อยละ 80), $\sigma^2 = \text{pooled variance}$ (ถ่วงน้ำหนักตามขนาดกลุ่มตัวอย่างเดิม $n_1 = 89$, $n_2 = 90$) = 16,118.08, $d = \text{ผลต่างค่าเฉลี่ยระหว่างกลุ่ม}$ = $74.79 - 29.64 = 45.15$ มิลลิลิตร

แทนค่าในสูตร: $n = 2 \times 7.849 \times 16,118.08 / (45.15)^2 = 253,033.9 / 2,038.5 \approx 124.1$ ปัดขึ้นเป็น 125 รายต่อกลุ่ม

ดังนั้น ขนาดกลุ่มตัวอย่างขั้นต่ำที่จำเป็นสำหรับการตรวจพบความแตกต่างของปริมาณ

การเสียเลือดระหว่างสองวิธีการผ่าตัด ที่ระดับความเชื่อมั่น ร้อยละ 95 และกำลังการทดสอบ ร้อยละ 80 คือ อย่างน้อยกลุ่มละ 125 ราย (รวม 250 ราย)

จริยธรรมการวิจัย

โครงการวิจัยนี้ได้รับการรับรองการยกเว้นการพิจารณาจริยธรรมจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัย ในมนุษย์ (IRB) สำนักงานสาธารณสุขจังหวัดสุพรรณบุรี เลขที่โครงการวิจัย 08/2569 ลงวันที่ 19 ธันวาคม พ.ศ. 2568 ผู้วิจัยมีการเก็บรักษาข้อมูลของผู้ป่วยอย่างปลอดภัยไม่เปิดเผยข้อมูลส่วนบุคคลของผู้ป่วย (data de-identification) ไม่ส่งผลกระทบต่อการรักษา มีการทำลายข้อมูลภายหลังสิ้นสุดการศึกษาและได้รับการตีพิมพ์แล้ว

ผลการศึกษา

จากผู้ป่วยที่ได้รับการวินิจฉัยว่าเป็นไส้ติ่งอักเสบ จำนวน 140 คน ได้รับการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด (OA) จำนวน 64 คน และการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) จำนวน 76 คน พบว่ากลุ่มตัวอย่างทั้งสองกลุ่มมีลักษณะไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในด้านเพศ, อายุ, ส่วนสูง, โรคประจำตัว, และลักษณะการอักเสบของไส้ติ่ง อย่างไรก็ตาม พบว่าผู้ป่วยในกลุ่มที่ได้รับการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) มีน้ำหนักและดัชนีมวลกาย (BMI) สูงกว่า กลุ่มที่ได้รับการผ่าตัดแบบเปิดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < .05$) (ตารางที่ 1)

ตารางที่ 1 ลักษณะพื้นฐานและข้อมูลทั่วไปของผู้ป่วย

ข้อมูลพื้นฐาน	OA (n = 64)	ร้อยละ	LA (n = 76)	ร้อยละ	p-value
เพศ					.778
ชาย	31	48.4	35	46.1	
หญิง	33	51.6	41	53.9	
อายุ (ปี)					
Mean ± SD	31.77 ± 16.85		34.66 ± 15.71		.178
น้ำหนัก (กิโลกรัม)					
Mean ± SD	61.11 ± 12.46		68.68 ± 17.06		.014
ส่วนสูง (เมตร)					
Mean ± SD	1.64 ± 0.10		1.65 ± 0.93		.827
ดัชนีมวลกาย (กิโลกรัม/ตารางเมตร)					
Mean ± SD	22.81 ± 4.44		25.14 ± 5.55		.017
โรคประจำตัว					.106
มี	13	20.0	8	10.5	
ไม่มี	51	80.0	68	89.5	
Type of appendicitis					.568
Uncomplicated	45	70.3	50	65.8	
Complicated	19	29.7	26	34.2	

จากตารางที่ 2 เมื่อเปรียบเทียบผลลัพธ์การรักษาพบว่าระยะเวลาผ่าตัดในกลุ่มผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) ใช้ระยะเวลาเฉลี่ยนานกว่ากลุ่มผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < .05$) ในด้านปริมาณการเสียเลือด ระยะเวลาการเริ่มรับประทานอาหารหลังผ่าตัด อัตราการเกิดภาวะแทรกซ้อน และจำนวนวันนอนพักรักษาตัวในโรงพยาบาลของทั้งสองกลุ่ม ไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่การผ่าตัดผ่านกล้อง (LA) มีอัตราการเกิดภาวะแทรกซ้อนมากกว่าการผ่าตัดแบบเปิด (OA) ที่จำนวน 5 ราย และ 2 ราย

โดยมี 1 รายที่เกิดลำไส้เป็นอัมพาต (bowel ileus) และได้รับการผ่าตัดซ้ำ ส่วนภาวะแทรกซ้อนอื่น ๆ คือ ติดเชื้อในทางเดินปัสสาวะ (UTI), ปอดอักเสบ ติดเชื้อ (pneumonia), และก้อนของเหลวในช่องท้อง (intraabdominal collection) สำหรับด้านมิติ ด้านเศรษฐศาสตร์สาธารณสุขพบว่าการผ่าตัดผ่านกล้องให้ค่าน้ำหนักสัมพัทธ์กลุ่มวินิจฉัยโรคร่วม (relative weight: RW) และรายได้จากการเบิกจ่ายจากกองทุนต่าง ๆ สูงกว่าการผ่าตัดแบบเปิดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < .05$)

ตารางที่ 2 ผลลัพธ์การผ่าตัด

ข้อมูลพื้นฐาน	OA (n = 64)	ร้อยละ	LA (n = 76)	ร้อยละ	p-value
การเสียเลือด (มิลลิลิตร)					
Mean ± SD	11.67 ± 20.37		14.25 ± 40.46		.125
วันที่เริ่มกินอาหาร (วัน)					
Mean ± SD	0.53 ± 0.80		0.83 ± 1.025		.069
ระยะเวลาผ่าตัด (นาที)					
Mean ± SD	32.25 ± 12.17		59.30 ± 25.14		<.001
ภาวะแทรกซ้อน					.350
มี	2	0.03	5	0.07	
ไม่มี	62	99.97	71	99.93	
ระยะเวลานอนโรงพยาบาล (วัน)					
Mean ± SD	2.79 ± 2.31		2.87 ± 1.52		.154
ค่าน้ำหนักสัมพัทธ์ (RW)					
Mean ± SD	1.4 ± 0.59		2.81 ± 0.44		<.001
รายได้ (บาท)					
Mean ± SD	14,169.75 ± 12,268.25		21,419.92 ± 7,599.41		<.001

วิจารณ์

จากการศึกษาเปรียบเทียบผลลัพธ์การผ่าตัดไส้ติ่งอีกเสบียบพลัน ณ โรงพยาบาลอุทอง พบประเด็นสำคัญที่ต้งนี้ กลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) มีน้ำหนักตัวและดัชนีมวลกาย (BMI) สูงกว่ากลุ่มที่ได้รับการผ่าตัดแบบเปิด (OA) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ข้อบ่งชี้ดังกล่าวอาจเกิดจากอคติของคัดเลือกผู้ป่วยในการคัดเลือกวิธีการผ่าตัด (selection bias) โดยพิจารณาว่าผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนหรือมีชั้นไขมันหน้าท้องหนา จะได้รับประโยชน์จากการผ่าตัดผ่านกล้องมากกว่า เนื่องจากช่วยลดขนาดของบาดแผลและลดความยุ่งยากในการเข้าถึงตำแหน่งไส้ติ่งเมื่อเทียบกับการผ่าตัดแบบเปิด

จากงานวิจัยนี้พบว่าระยะเวลาในการผ่าตัดของการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) ใช้ระยะเวลาเฉลี่ยสูงกว่าการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด (OA) ซึ่งสอดคล้องกับ

งานวิจัยของ Shimoda และคณะ⁷, Kumar และคณะ⁸, Takami และคณะ⁶ รวมถึงงานวิจัยในประเทศไทย โดย สุภกิจ ฉัตรไชยาฤกษ์⁹ ข้อแตกต่างด้านเวลานี้อาจมีปัจจัยมาจากทักษะความเชี่ยวชาญของศัลยแพทย์ระหว่างเป็นแพทย์ประจำบ้าน (learning curve) ซึ่งมักมีความคุ้นชินกับการผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด (OA) มากกว่าการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) อย่างไรก็ตาม มีงานวิจัยระบุว่า learning curve ของการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) อยู่ที่ 20 ราย¹⁰ แต่งานวิจัยนี้เก็บข้อมูลตั้งแต่เคสแรกของการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) ซึ่งอยู่ในช่วงของ learning curve ทำให้ระยะเวลาของการผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) มากกว่าการผ่าตัดแบบเปิด (OA)

ในด้านผลลัพธ์ทางคลินิกพบว่าการเสียเลือด ภาวะแทรกซ้อน วันที่เริ่มกินอาหาร และระยะเวลานอนโรงพยาบาล การศึกษานี้พบว่าปริมาณการเสีย

เลือด อัตราการเกิดภาวะแทรกซ้อน และจำนวนวันนอน
ในโรงพยาบาลของทั้งสองกลุ่มไม่มีความแตกต่างกัน
อย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งขัดแย้งกับผลการศึกษาของ
Shimoda และคณะ⁷ และ สุกกิจ ฉัตรไชยาฤกษ์⁹
ที่ระบุว่า การผ่าตัดผ่านกล้องช่วยลดการเสียเลือดและ
ระยะเวลาการพักฟื้นได้อย่างมีนัยสำคัญ ความขัดแย้ง
อาจเกิดจากงานวิจัยนี้มี selection bias จากการเลือก
วิธีผ่าตัดของศัลยแพทย์ที่ทำการผ่าตัดแบบเปิด (OA)
ในคนที่ดัชนีมวลกาย (BMI) น้อยกว่าจึงมีอัตรา
การเสียเลือดน้อยกว่า และอีกปัจจัยคือ การศึกษานี้
ไม่มีความแตกต่างกันของไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะ
แทรกซ้อน (complicated appendicitis) และไส้ติ่ง
อักเสบที่ไม่มีภาวะแทรกซ้อน (uncomplicated
appendicitis)

นอกจากนี้ ยังขัดแย้งกับงานวิจัยของ Rasuli
และคณะ¹¹, Biondi และคณะ¹², และ Jaschinski
และคณะ¹³ ที่พบอัตราการติดเชื้อที่แผลผ่าตัดน้อยกว่า
ในกลุ่มผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) ผลลัพธ์ถัดมา คือ
ข้อมูลวันที่เริ่มกินอาหารก็มีความแตกต่างกับงานวิจัย
ของ Biondi และคณะ¹² ที่พบว่าผู้ป่วยกลุ่มผ่าตัด
ไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) เริ่มกินอาหารเร็วกว่ากลุ่มผ่าตัด
ไส้ติ่งแบบเปิด (OA) สุดท้ายในด้านวันนอนก็พบว่า
มีความแตกต่างจากงานวิจัยของ Biondi และคณะ¹²,
Jaschinski และคณะ¹³, และ Pradhan และคณะ¹⁴
ที่พบว่ากลุ่มผ่าตัดไส้ติ่งผ่านกล้อง (LA) มีจำนวนวันนอน
น้อยกว่ากลุ่มผ่าตัดไส้ติ่งแบบเปิด (OA)

ความแตกต่างของผลลัพธ์ทั้งหมดนี้อาจ
มีสาเหตุมาจากปัจจัยที่แตกต่างกันในแต่ละโรงพยาบาล
เช่น การตัดสินใจของศัลยแพทย์แต่ละคน learning
curve ของศัลยแพทย์ จำนวนกลุ่มตัวอย่างที่อาจยังไม่
มากพอจากที่คำนวณควรมีก่อน 250 คน แต่การศึกษานี้มีกลุ่มตัวอย่างทั้งหมด 140 คน จึงไม่
เพียงพอจะแสดงความแตกต่างในระยะสั้น จึงควร
มีการศึกษาต่อเนื่องในระยะยาวเพื่อติดตามผลลัพธ์
ที่ชัดเจนยิ่งขึ้น

มิติด้านเศรษฐศาสตร์สาธารณสุขและค่า
ตอบแทนบริการทางการแพทย์ ประเด็นที่สอดคล้อง
อย่างมีนัยสำคัญกับงานวิจัยของ กรรณเอก
หนูนแหลมทอง¹⁵ คือ การผ่าตัดผ่านกล้องสามารถ
สร้างรายได้และค่าตอบแทนจากกองทุนต่าง ๆ กลับคืน
สู่โรงพยาบาลได้มากกว่า รวมถึงมีค่าเฉลี่ยน้ำหนัก
สัมพัทธ์ (relative weight: RW) ที่สูงกว่าการผ่าตัดแบบ
เปิดอย่างชัดเจน ข้อมูลนี้สะท้อนให้เห็นว่า แม้การผ่าตัด
ผ่านกล้องจะมีต้นทุนอุปกรณ์ที่สูงกว่าและใช้เวลาผ่าตัด
นานกว่า แต่ในแง่ของการบริหารจัดการงบประมาณ
และการเบิกจ่ายตามระบบกลุ่มวินิจฉัยโรคร่วม (DRGs)
วิธีการผ่าตัดผ่านกล้องถือเป็นทางเลือกที่มีความคุ้มค่า
และส่งผลดีต่อตัวชี้วัดทางการเงินของโรงพยาบาล

สรุป

การศึกษานี้แสดงให้เห็นว่า การผ่าตัดไส้ติ่ง
ผ่านกล้องในบริบทของโรงพยาบาลชุมชน โรงพยาบาล
อุทุมพร มีความปลอดภัยเทียบเท่ากับการผ่าตัดแบบเปิด
แม้จะใช้เวลาผ่าตัดนานกว่า แต่โดดเด่นในแง่ของมูลค่า
การเบิกจ่ายและค่าน้ำหนักสัมพัทธ์ (RW) ที่สูงกว่า
ซึ่งส่งผลดีต่อตัวชี้วัดด้านเศรษฐกิจของสถานพยาบาล

ข้อจำกัดของงานวิจัยนี้ คือ การศึกษานี้
เป็นการศึกษาแบบเก็บข้อมูลย้อนหลัง อาจมีข้อมูล
บางส่วนที่ไม่สามารถเก็บได้จากเวชระเบียน เช่น คะแนน
ความเจ็บปวด (pain score) การใช้ยาแก้ปวด ขนาด
ของบาดแผล ต้นทุนการผ่าตัดเมื่อเทียบกับการเรียกเก็บ
เป็นต้น นอกจากนี้ กลุ่มตัวอย่างในบางกลุ่มอาจยังมี
น้อยและเป็นผลการศึกษาจากโรงพยาบาลแห่งเดียว
ในอนาคตหากมีการทำงานวิจัยต่อยอด อาจต้อง
มีการเก็บกลุ่มตัวอย่างหลังจากศัลยแพทย์ผ่าน learning
curve 20 รายไปแล้ว นอกจากนี้ อาจจะมีการทำ
subgroup analysis เช่น เรื่อง ดัชนีมวลกาย (BMI)
และไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะแทรกซ้อน (complicated
appendicitis) การใช้ propensity score matching
มาช่วยลดอคติของการศึกษา (bias)

ข้อเสนอแนะจากการวิจัยนี้ คือ ควรส่งเสริมการพัฒนาทักษะการผ่าตัดผ่านกล้องให้แก่ศัลยแพทย์ และทีมพยาบาลอย่างต่อเนื่อง เพื่อลดระยะเวลาผ่าตัดและเพิ่มประสิทธิภาพการรักษา และการศึกษาในอนาคต ควรมีการศึกษาเปรียบเทียบในมิติของความพึงพอใจของผู้ป่วย และคะแนนความเจ็บปวด (pain score) ซึ่งเป็นจุดเด่นที่สำคัญของการผ่าตัดผ่านกล้อง รวมถึงการติดตามผลระยะยาว (long-term follow-up) เช่น อัตราการเกิดภาวะลำไส้เล็กอุดตันจากพังผืด (adhesive small bowel obstruction) ภายหลังจากการผ่าตัดไส้ติ่งทั้งสองวิธี

เอกสารอ้างอิง

1. Di Saverio S, Podda M, De Simone B, Ceresoli M, Augustin G, Gori A, et al. Diagnosis and treatment of acute appendicitis: 2020 update of the WSES Jerusalem guidelines. *World J Emerg Surg.* 2020;15(1):1–42. doi: 10.1186/s13017-020-00306-3.
2. Potey K, Kandi A, Jadhav S, Gowda V. Study of outcomes of perforated appendicitis in adults: A prospective cohort study. *Ann Med Surg (Lond).* 2023;85(4):694–700. doi: 10.1097/MS9.0000000000000277.
3. Selvaggi L, Pata F, Pellino G, Podda M, Di Saverio S, De Luca GM, et al. Acute appendicitis and its treatment: A historical overview. *Int J Colorectal Dis.* 2025;40(1):28. doi: 10.1007/s00384-024-04793-7.
4. World Health Rankings. Thailand: Appendicitis [internet]. 2020 [cited 2025 Aug 12]. Available from: URL: <https://www.world-lifeexpectancy.com/thailand-appendicitis>
5. Khongcharoen N, Khiawthum N, Chouchuen P, Surachat K, Sirichamratsakul K, Sangkhathat S. Epidemiology, seasonal variability, and factors associated with increased mortality in patients with acute appendicitis in Thailand: A study using data from the National Health Security Office. *PSU Med J.* 2024;4(1):3–15.
6. Takami T, Yamaguchi T, Yoshitake H, Hatano K, Kataoka N, Tomita M, et al. A clinical comparison of laparoscopic versus open appendectomy for the treatment of complicated appendicitis: Historical cohort study. *Eur J Trauma Emerg Surg.* 2020;46(4):847–51. doi: 10.1007/s00068-019-01086-5.
7. Shimoda M, Maruyama T, Nishida K, Suzuki K, Tago T, Shimazaki J, et al. Comparison of clinical outcome of laparoscopic versus open appendectomy, single center experience. *Heliyon.* 2018;4(5):e00635. doi: 10.1016/j.heliyon.2018.e00635.
8. Kumar S, Jalan A, Patowary BN, Shrestha S. Laparoscopic appendectomy versus open appendectomy for acute appendicitis: A prospective comparative study. *Kathmandu Univ Med J.* 2016;14(55):244–8.
9. สุภกิจ ฉัตรไชยาฤกษ์. การศึกษาเปรียบเทียบผล การรักษาไส้ติ่งอักเสบด้วยวิธีผ่าตัดผ่านกล้องกับ แบบเปิดในโรงพยาบาลกลาง. *วารสารเวชศาสตร์เขตเมือง.* 2563;64(1):33–40.
10. Jaffer U, Cameron AEP. Laparoscopic appendectomy: A junior trainee's learning curve. *JSL.* 2008;12(3):288–91.

11. Rasuli SF, Naz J, Azizi N, Hussain N, Qureshi PNAA, Swarnakari KM, et al. Laparoscopic versus open appendectomy for patients with perforated appendicitis. *Cureus*. 2022;14(6):e26265. doi: 10.7759/cureus.26265.
12. Biondi A, Di Stefano C, Ferrara F, Bellia A, Vacante M, Piazza L. Laparoscopic versus open appendectomy: A retrospective cohort study assessing outcomes and cost-effectiveness. *World J Emerg Surg*. 2016;11(1):44. doi: 10.1186/s13017-016-0102-5.
13. Jaschinski T, Mosch C, Eikermann M, Neugebauer EA. Laparoscopic versus open appendectomy in patients with suspected appendicitis: A systematic review of meta-analyses of randomised controlled trials. *BMC Gastroenterol*. 2015;15:48. doi: 10.1186/s12876-015-0277-3.
14. Pradhan S, Shakya YR, Batajoo H, Malla B, Joshi HN, Thapa LB, et al. Laparoscopic versus open appendectomy: A prospective comparative study. *J Soc Surg Nepal*. 2017;18(2):29–32. doi: 10.3126/jssn.v18i2.18572
15. กรรณเอก หนูนแหลมทอง. การศึกษาความเจ็บปวดหลังผ่าตัดและผลการรักษาไส้ติ่งอักเสบเปรียบเทียบระหว่างผ่าตัดแบบส่องกล้องและการผ่าตัดแบบเปิดท้อง [อินเทอร์เน็ต]. 2566 [เข้าถึงเมื่อ 14 สิงหาคม 2566]. เข้าถึงได้จาก: URL: <https://bkpho.moph.go.th/ssjweb/bkresearch/require/files/post-doc/20231221153302>

ผลของภาวะอ้วนที่มีต่อค่าคะแนน Alvarado ในผู้ป่วยโรคไส้ติ่งอักเสบและ พารามิเตอร์ที่สำคัญในผู้ป่วยภาวะอ้วนที่มีผลต่อการวินิจฉัยไส้ติ่งอักเสบ The Effect of Obesity on Alvarado Score in Patients with Appendicitis and Significant Predictive Parameters for Diagnosis of Appendicitis in Obese Patients

อรวีร์ เหล่าตระกูล พ.บ.,
กลุ่มงานศัลยกรรม
โรงพยาบาลนครปฐม
จังหวัดนครปฐม

Orrawee Loatrakul M.D.,
Division of Surgery
Nakhonpathom Hospital
Nakhon Pathom

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาค่าเฉลี่ยของ Alvarado score ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน เปรียบเทียบกับกลุ่มที่ไม่มีภาวะอ้วน รวมถึงศึกษาหาพารามิเตอร์ของ Alvarado score ที่สามารถทำนายโรคไส้ติ่งอักเสบได้ในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน

วิธีการศึกษา: การศึกษานี้เป็นการศึกษาย้อนหลังเชิงวิเคราะห์ (retrospective cohort study) โดยใช้ข้อมูลจากเอกสารเวชระเบียนและฐานข้อมูลโรงพยาบาลนครปฐมของผู้ป่วยอายุมากกว่าหรือเท่ากับ 18 ปี ที่ได้รับการผ่าตัดและยืนยันว่าเป็นไส้ติ่งอักเสบ ตั้งแต่เดือน มกราคม พ.ศ. 2564 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2567 โดยประกอบด้วยกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วนทั้งหมด 24 คน และกลุ่มผู้ป่วยไม่มีภาวะอ้วน 152 คน เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยคะแนน Alvarado, ชนิดของไส้ติ่งอักเสบ, ภาวะแทรกซ้อนหลังผ่าตัด, ความจำเป็นของการใช้เอกซเรย์คอมพิวเตอร์, ระยะเวลาอาการก่อนมาพบแพทย์, ระยะเวลาผ่าตัด, และระยะเวลาเข้ารับการรักษารักษาในโรงพยาบาลตั้งแต่แรกเริ่ม

ผลการศึกษา: ค่าเฉลี่ย Alvarado score ของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วน เท่ากับ 6.71 ± 1.7 ไม่แตกต่างจากกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่ไม่มีภาวะอ้วน ที่เท่ากับ 7.13 ± 1.68 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value .255) ภาวะอ้วนไม่สัมพันธ์กับการใช้เอกซเรย์คอมพิวเตอร์ และไม่สัมพันธ์กับการเป็นไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง (complicated appendicitis) รวมถึงไม่ส่งผลกระทบต่อระยะเวลาผ่าตัดและระยะเวลาเข้ารับการรักษารักษาในโรงพยาบาล ในกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วน พบว่า ภาวะ neutrophilia (neutrophil > ร้อยละ 75) สัมพันธ์ต่อการเกิดไส้ติ่งอักเสบอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value .004) นอกจากนี้ ยังพบว่าค่า Alvarado score ของผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนที่เป็นไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง เท่ากับ 8.5 ± 1.0 จะมากกว่าและแตกต่างจากกลุ่มไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรงที่เท่ากับ 6.35 ± 1.6 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value .018)

สรุป: ภาวะอ้วนไม่ส่งผลต่อค่า Alvarado score และไม่สัมพันธ์กับการใช้เอกซเรย์คอมพิวเตอร์เพื่อช่วยในการวินิจฉัย และไม่สัมพันธ์กับความรุนแรงของไส้ติ่งอักเสบ สำหรับกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน พบว่าภาวะ neutrophilia สัมพันธ์ต่อโรคไส้ติ่งอักเสบอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้ ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนมีค่า Alvarado score ที่มาก มีโอกาสเป็นโรคไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง และการที่มี Alvarado score น้อย โดยที่มีอาการปวดท้องตำแหน่งขวาล่าง (RLQ abdominal pain) ร่วมกับมีภาวะ neutrophilia ผู้ป่วยจะยังคงมีความเสี่ยงที่จะเป็นไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง (uncomplicated appendicitis) ได้ ควรได้รับการทำเอกซเรย์คอมพิวเตอร์เพื่อยืนยันการวินิจฉัย

คำสำคัญ: คะแนนอัลวาราดอ โรคไส้ติ่งอักเสบ ภาวะอ้วน

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 363–373.

Abstract

Objective: To study whether obesity has affected Alvarado score in the confirmed appendicitis patients who underwent appendectomy and to identify the significant predictive parameters from Alvarado score in the obese patients

Methods: This retrospective cohort study was conducted in the Department of Surgery from the electronic medical records of the confirmed appendicitis in adult patients of Nakhonpathom Hospital from January 2021 to December 2024. The sample sizes of the obese were 24 patients and 152 patients for the non-obese. Alvarado score, types of appendicitis, complications, need for CT scan, durations of symptom, operative time, and length of stay were compared.

Results: The mean Alvarado score was 6.71 ± 1.71 in obese patients and 7.13 ± 1.68 in non-obese patients, with no statistically significant different ($p\text{-value} = .255$). Obesity was not associated with the need of CT scan and complicated appendicitis, including operative time and length of stay. Neutrophilia (neutrophil $>75\%$) was significantly associated with appendicitis in the obese ($p\text{-value} .004$). Furthermore, Alvarado score of obese patients with complicated appendicitis, 8.5 ± 1.0 , was statistically and significantly different from those with uncomplicated appendicitis, 6.35 ± 1.6 ($p\text{-value} = .018$).

Conclusion: Obesity does not affect Alvarado score, nor associated with the need for CT scan and severity of appendicitis. For obese group, the patients with neutrophilia are significantly associated with appendicitis statistically. Furthermore, the patients from this group with higher Alvarado score implicate a chance of complicated appendicitis while lower score with RLQ and neutrophilia still carry the risk of uncomplicated appendicitis. CT scan should be carried to confirm diagnosis if clinical symptoms of appendicitis is suspicious.

Keywords: Alvarado score, appendicitis, obesity

Received: Jun 20, 2026; Revised: Jul 23, 2026; Accepted: Sep 30, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 363–373.

บทนำ

การวินิจฉัยโรคไส้ติ่งอักเสบ (appendicitis) อาศัยการซักประวัติ ลักษณะการดำเนินโรค และการตรวจร่างกายผู้ป่วยเป็นหลัก โดยในปัจจุบันมีระบบคะแนน (scoring system) ที่ช่วยในการตัดสินใจการวินิจฉัยอิงตาม Jerusalem Guidelines 2563¹ Alvarado score เป็นหนึ่งในระบบการให้คะแนน (scoring system) ที่ใช้อย่างแพร่หลาย เพราะสามารถใช้งานได้ง่าย โดยอาศัยการซักประวัติ การตรวจร่างกาย และผลตรวจเลือดทางห้องปฏิบัติการพื้นฐานเบื้องต้นเพื่อช่วยวินิจฉัยในผู้ป่วยที่สงสัยภาวะไส้ติ่งอักเสบ แต่เนื่องจากเป็นระบบการให้คะแนน (scoring system) ที่ถูกคิดคำนวณขึ้นจากผู้ป่วยที่รับการวินิจฉัยแล้วว่าเป็นไส้ติ่งอักเสบโดยไม่คำนึงถึงเพศ อายุ น้ำหนัก หรือโรคประจำตัวอื่น ๆ ร่วมด้วย โดยเฉพาะภาวะอ้วน (obesity) ที่อาจมีอาการและอาการแสดงไม่ชัดเจนได้ส่งผลให้ค่า Alvarado score ในผู้ป่วยโรคไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วนร่วมด้วยมีค่าต่ำกว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วน จากการศึกษาของ Yücel และคณะ² พบว่าค่าดัชนีมวลกายที่มากขึ้น ทำให้ค่า Alvarado score ลดลง เมื่อเปรียบเทียบกับผู้ป่วยไม่มีภาวะอ้วน ทำให้ผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนจำเป็นต้องมีการสืบค้นเพิ่มเติมด้วยการทำเอกซเรย์คอมพิวเตอร์ (CT scan) และมีโอกาสได้รับการวินิจฉัยที่ล่าช้ากว่าผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วนร่วมด้วยจากอาการและอาการแสดงที่ไม่ชัดเจน อาจส่งผลให้โรคไส้ติ่งอักเสบในกลุ่มผู้ป่วยเหล่านี้เป็นโรคไส้ติ่งอักเสบที่ซับซ้อนหรือรุนแรง (complicated appendicitis) อาจเกิดภาวะแทรกซ้อนหลังผ่าตัด เช่น แผลผ่าตัดติดเชื้อ (surgical site infection: SSI) หรือจำเป็นต้องให้ยาปฏิชีวนะที่นานกว่าและอาจจำเป็นต้องรับการรักษาในโรงพยาบาลนานขึ้น³ อย่างไรก็ตาม สำหรับภาวะแทรกซ้อนจากโรคไส้ติ่งอักเสบ พบว่า ค่าดัชนีมวลกายไม่มีผลต่อภาวะแทรกซ้อนจากการผ่าตัดระหว่างกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนและไม่อ้วน รวมทั้งระยะเข้ารับรักษา

ในโรงพยาบาล อาการและอาการแสดงไม่แตกต่างกัน^{4,5} ซึ่งแตกต่างจากการศึกษาในผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบในเด็กที่พบว่า ภาวะอ้วนทำให้การวินิจฉัยล่าช้า สัมพันธ์กับโรคไส้ติ่งอักเสบชนิดซับซ้อน ภาวะแทรกซ้อนจากการผ่าตัด และใช้เวลาในการผ่าตัดมากกว่า⁶ ปัจจุบันจึงยังไม่มีข้อมูลและข้อสรุปที่ชัดเจนของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่อายุมากกว่า 18 ปี ที่มีภาวะอ้วนร่วมด้วย

จากสาเหตุดังกล่าวจึงเป็นที่มาของการศึกษาในครั้งนี้ คือ การศึกษาหาความสัมพันธ์ของภาวะอ้วนที่มีผลต่อ Alvarado score ในผู้ป่วยที่ได้รับการยืนยันจากผลทางพยาธิวิทยาจากการผ่าตัดว่าเป็นโรคไส้ติ่งอักเสบ โดยการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ย (mean) ของ Alvarado score ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยโรคไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วนและไม่ภาวะอ้วน ผลลัพธ์อื่น ๆ ได้แก่ ศึกษาพารามิเตอร์ต่าง ๆ ใน Alvarado score เพื่อระบุอาการหรือผลการตรวจเลือดทางห้องปฏิบัติการที่สำคัญที่สามารถทำนายการเป็นโรคไส้ติ่งอักเสบ เพื่อลดระยะเวลาให้การวินิจฉัย ค่าใช้จ่ายในการส่งตรวจเพิ่มเติมทางรังสี และลดการสัมผัสกับรังสีของผู้ป่วยโดยไม่จำเป็น

วัตถุประสงค์

เพื่อศึกษาหาความสัมพันธ์ของภาวะอ้วนที่มีผลต่อค่าของ Alvarado score ในผู้ป่วยที่ได้รับการยืนยันโดยผลทางพยาธิวิทยาว่าเป็นโรคไส้ติ่งอักเสบจากการผ่าตัดไส้ติ่งและสามารถระบุอาการที่สำคัญตามพารามิเตอร์ (parameter) ใน Alvarado score ที่สามารถทำนายถึงโรคไส้ติ่งอักเสบได้ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนจากโรงพยาบาลนครปฐม ดังนั้น เพื่อประเมินผลความสัมพันธ์ของภาวะอ้วนที่มีผลต่อค่าของ Alvarado score จึงแปลผลสำเร็จจากผลลัพธ์ดังต่อไปนี้

- ผลลัพธ์หลัก (Primary outcome): เปรียบเทียบค่าเฉลี่ย (mean) Alvarado score ของ

กลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วนกับกลุ่มที่ไม่มีภาวะอ้วน โดยใช้วิธี two-sample t test

- ผลลัพธ์อื่นๆ (Secondary outcome): ศึกษาหา parameter ที่สำคัญของ Alvarado score ที่สามารถทำนายโรคไส้ติ่งอักเสบในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน

วิธีการศึกษา

การศึกษานี้เป็นการศึกษาย้อนหลังเชิงวิเคราะห์ (retrospective cohort study) โดยใช้ข้อมูลจากเอกสารเวชระเบียนและฐานข้อมูลผู้ป่วยในโรงพยาบาลนครปฐม

ประชากรที่ศึกษา กลุ่มตัวอย่าง (Population or research subjects)

- กลุ่มประชากรที่ต้องการศึกษา คือ กลุ่มผู้ป่วยช่วงอายุตั้งแต่ 18 ปี หรือมากกว่า ที่มีภาวะอ้วน

ได้รับการผ่าตัดและยืนยันโดยผลทางพยาธิวิทยาว่าเป็นไส้ติ่งอักเสบในโรงพยาบาลนครปฐมในช่วง พ.ศ. 2564–2567 จากฐานข้อมูลผู้ป่วยระบบอิเล็กทรอนิกส์ของโรงพยาบาลนครปฐม พบผู้ป่วยที่เข้าเกณฑ์ดังกล่าวทั้งหมด 24 คน ทางผู้วิจัยเลือกที่จะนำข้อมูลของผู้ป่วยทุกรายมาเข้าการศึกษานี้

- กลุ่มสำหรับเปรียบเทียบ คือ กลุ่มผู้ป่วยช่วงอายุตั้งแต่ 18 ปี หรือมากกว่า ที่ไม่มีภาวะอ้วน (non-obese) คือ ดัชนีมวลกาย <25 กิโลกรัม/ตารางเมตร ที่ได้รับการผ่าตัดและยืนยันโดยผลทางพยาธิวิทยาว่าเป็นไส้ติ่งอักเสบในโรงพยาบาลนครปฐม ในช่วง พ.ศ. 2564–2567 คำนวนจำนวนที่ต้องการจากสูตรการหาประมาณที่รู้จำนวนประชากรรวมที่แน่นอน (sample size for estimation of a finite population mean) ดังนี้

$$n = \frac{N\sigma^2 z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2}{d^2(N-1) + \sigma^2 z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2}$$

โดย population (N) ในที่นี้คือ ผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วน วินิจฉัยเป็นโรคไส้ติ่งอักเสบที่ได้รับการผ่าตัดและยืนยันโดยผลทางพยาธิวิทยาแล้ว ตั้งแต่ มกราคม พ.ศ. 2564 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2567 รวมทั้งสิ้น 2,486 คน

Standard deviation (σ) จากการทบทวนวรรณกรรม⁷ คือ 1.49

Margin of error (d) จากการทบทวนวรรณกรรม⁷ คือ $1.49/6.44 = 0.23$

เมื่อแทนค่าในสูตรข้างต้น จะได้จำนวนผู้ป่วยในกลุ่มเปรียบเทียบทั้งหมดเท่ากับ 152 ราย

เกณฑ์การคัดเลือกผู้ป่วยเข้าร่วมวิจัย (Inclusion criteria)

1. กลุ่มประชากรที่ต้องการศึกษา
 - ผู้ป่วยที่มีดัชนีมวลกายมากกว่าหรือเท่ากับ 25 กิโลกรัม/ตารางเมตร และอายุมากกว่าหรือเท่ากับ 18 ปีขึ้นไป
 - ได้รับการยืนยันโดยผลพยาธิวิทยาจากการผ่าตัดไส้ติ่งว่าเป็นไส้ติ่งอักเสบ (appendicitis)
2. กลุ่มประชากรสำหรับเปรียบเทียบ
 - ผู้ป่วยที่มีดัชนีมวลกายน้อยกว่า 25 กิโลกรัม/ตารางเมตร และอายุมากกว่าหรือเท่ากับ 18 ปีขึ้นไป

- ได้รับการยืนยันโดยผลพยาธิวิทยาจากการผ่าตัดไส้ติ่งว่าเป็นไส้ติ่งอักเสบ (appendicitis)

เกณฑ์การคัดออกผู้ป่วยเข้าร่วมวิจัย/อาสาสมัคร (Exclusion criteria)

- เป็นผู้ป่วยที่อยู่ในภาวะตั้งครรภ์
- มีภาวะภูมิคุ้มกันบกพร่องหรือใช้ยากดภูมิคุ้มกัน อาทิ ผู้ป่วยโรคภูมิคุ้มกันบกพร่อง (AIDS), โรคติดเชื้อไวรัสตับอักเสบบี (hepatitis B infection), โรคติดเชื้อไวรัสตับอักเสบซี (hepatitis C infection), และผู้ป่วยที่กำลังได้รับยาเคมีบำบัด (chemotherapy)

- ได้รับการวินิจฉัยเป็น appendiceal abscess หรือ appendiceal phlegmon

- ผลทางพยาธิวิทยาไม่อยู่ในกลุ่ม appendicitis (เช่น lymphoid hyperplasia, periappendicitis, fibrous obliteration of appendix, หรือกลุ่ม appendiceal mass เป็นต้น)

การวัดผล/การวิเคราะห์ผลการวิจัย (Outcome measurement/data analysis)

- ผลลัพธ์หลัก (Primary outcome): เปรียบเทียบค่าเฉลี่ย (mean) Alvarado score ของกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วนกับกลุ่มที่ไม่มีภาวะอ้วน โดยใช้วิธี two-sample t test

- ผลลัพธ์อื่นๆ (Secondary outcome): ศึกษาหาค่าพารามิเตอร์ที่สำคัญของ Alvarado score ที่สามารถทำนายโรคไส้ติ่งอักเสบในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน

- สถิติหรือวิธีการอื่น ๆ ที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูล (Statistic or process for data analysis) ได้แก่ ความถี่, ค่าเฉลี่ย (mean), ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (SD), ค่าสูงสุด (maximal value), ค่าต่ำสุด (minimal value), เปรียบเทียบค่าเฉลี่ย Alvarado score โดยวิธี two-sample t test สำหรับค่าพารามิเตอร์ที่สำคัญที่บ่งชี้ต่อโรคไส้ติ่งอักเสบ เปรียบเทียบโดยวิธี multivariable analysis เพื่อทำการวิเคราะห์กลุ่มย่อย (subgroup analysis)

จริยธรรมการวิจัย การศึกษานี้ผ่านการพิจารณาจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ โรงพยาบาลนครปฐม เลขที่ 019/2025 วันที่ 8 มีนาคม พ.ศ. 2568

ผลการศึกษา

การศึกษานี้ได้รวบรวมข้อมูลทั่วไปของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีอายุ 18 ปีขึ้นไป ที่ได้รับการผ่าตัดไส้ติ่งในโรงพยาบาลนครปฐม ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2564 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2567 ทั้งหมด 176 ราย โดยแบ่งเป็นผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน (BMI ≥ 25 กิโลกรัม/ตารางเมตร) จำนวน 24 ราย และผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วน (BMI < 25 กิโลกรัม/ตารางเมตร) ทั้งหมด 152 ราย

การเปรียบเทียบข้อมูลทั่วไประหว่างกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีและไม่มีภาวะอ้วน (ตารางที่ 1) โดยในกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วน มีค่าดัชนีมวลกายเฉลี่ยที่ 30.35 ± 0.07 กิโลกรัม/ตารางเมตร และในกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่ไม่มีภาวะอ้วน มีค่าดัชนีมวลกายเฉลี่ยที่ 21.25 ± 2.45 กิโลกรัม/ตารางเมตร พบว่าอายุ เพศ และโรคประจำตัว ไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติระหว่างกลุ่ม ในส่วนของ Alvarado score จากกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนพบค่าเฉลี่ยของคะแนนอยู่ที่ 6.71 ± 1.71 ส่วนในกลุ่มผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วน มีค่าเฉลี่ยของคะแนนที่ 7.13 ± 1.68 คะแนน ซึ่งไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value .255) อีกทั้งการใช้เอกซเรย์คอมพิวเตอร์เพื่อช่วยในการวินิจฉัยไส้ติ่งอักเสบ ไม่พบความแตกต่างกันทางสถิติระหว่างกลุ่มผู้ป่วยที่มีและไม่มีภาวะอ้วน (p-value 1.00 และ .176 ตามลำดับ) สำหรับในส่วนระยะเวลาก่อนมาพบแพทย์ พบว่าในกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วนมีระยะเวลาอาการเฉลี่ย 24 ชั่วโมง และในกลุ่มที่ไม่มีภาวะอ้วนมีระยะเวลาอาการเฉลี่ย 19 ชั่วโมง ซึ่งแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value .025) แต่ระยะเวลาผ่าตัด (operative time) และระยะเวลารักษาในโรงพยาบาล ตั้งแต่เริ่มแรก (length of stay) ไม่พบความแตกต่างทางสถิติระหว่างกลุ่มผู้ป่วยที่มีและไม่มีภาวะอ้วน (p-value .563 และ .199 ตามลำดับ)

จากการเก็บข้อมูลของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบ ทั้งกลุ่มที่มีภาวะอ้วนและไม่มีอ้วน ไม่พบภาวะแทรกซ้อนจากการผ่าตัดไส้ติ่งในทั้ง 2 กลุ่ม

ตารางที่ 1 การเปรียบเทียบข้อมูลทั่วไปและข้อมูลทางคลินิก ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยที่มีและไม่มีภาวะอ้วน

ข้อมูล	Obesity (n = 24)	Non-obesity (n = 152)	p-value
	จำนวน (ร้อยละ)	จำนวน (ร้อยละ)	
BMI (kilogram/metre), mean $\pm$ SD	30.35 $\pm$ 0.70	21.25 $\pm$ 2.45	
Age (year), median (IQR)	34 (25.3–38.3)	29 (22–44.8)	.699 ^a
Gender			.069 ^b
Male	8 (33.3)	81 (53.3)	
Female	16 (66.7)	71 (46.7)	
Underlying disease			.345 ^c
No	19 (79.2)	132 (86.8)	
Yes	5 (20.8)	20 (13.2)	
Pathology			1.00 ^c
Uncomplicated appendicitis	20 (83.3)	128 (84.2)	
Complicated appendicitis	4 (16.7)	24 (15.8)	
Alvarado score, mean $\pm$ SD	6.71 $\pm$ 1.71	7.13 $\pm$ 1.68	.255 ^d
Complications	0	0	
CT needed			.176 ^c
No	21 (87.5)	144 (94.7)	
Yes	3 (12.5)	8 (5.3)	
Duration of symptoms (days), median (IQR)	1 (0.6–2.8)	0.8 (0.3–1.0)	.025 ^{*a}
Operative time (minutes), median (IQR)	33 (25–43.8)	30 (25–42.8)	.563 ^a
Length of stay (days), median (IQR)	3.5 (3–4.8)	3 (3–4)	.199 ^a

* Statistically significant at $\alpha < 0.05$, statistical use: ^a= Mann-Whitney U test, ^b= chi-square test, ^c= Fisher exact test, ^d = independent t test

เมื่อเปรียบเทียบพารามิเตอร์ของ Alvarado score ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยได้ตั้งอีกเสบที่มีภาวะอ้วนและไม่อ้วน พบว่าผู้ป่วยได้ตั้งอีกเสบที่มีภาวะอ้วนมีภาวะ neutrophilia (neutrophil > ร้อยละ 75) สัดส่วนร้อยละ 50 ซึ่งน้อยกว่ากลุ่มที่ไม่มีภาวะอ้วน

ที่พบร้อยละ 77.6 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนปัจจัยอื่น ๆ ได้แก่ migration of pain, anorexia, nausea, RLQ tenderness, rebound tenderness, elevated temperature, และ leukocytosis ไม่พบความสัมพันธ์ในทางสถิติ (ตารางที่ 2)

ตารางที่ 2 ความสัมพันธ์ของพารามิเตอร์จาก Alvarado score ระหว่างผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วนและไม่มีภาวะอ้วน

Parameters	Obesity (n = 24)	Non-obesity (n = 152)	p-value
	จำนวน (ร้อยละ)	จำนวน (ร้อยละ)	
Migration of pain	11 (45.8)	86 (56.6)	.325 ^a
Anorexia	13 (54.2)	85 (55.9)	.872 ^a
Nausea	17 (70.8)	84 (55.3)	.152 ^a
RLQ tenderness	23 (95.8)	151 (99.3)	.132 ^a
Rebound tenderness	12 (50.0)	90 (59.2)	.396 ^a
Elevated temperature	12 (50.0)	74 (48.7)	.905 ^a
Leukocytosis	19 (79.2)	121 (79.6)	1.00 ^b
Neutrophilia (neutrophil >75%)	12 (50.0)	118 (77.6)	.004* ^a

* Statistically significant at $\alpha < 0.05$, statistical use: ^a = chi-square test, ^b = Fisher exact test

ในส่วนของการวิเคราะห์ด้วย multivariable analysis เพื่อหาพารามิเตอร์ของ Alvarado score ที่สามารถทำนายการเกิดไส้ติ่งอักเสบในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน พบว่า ภาวะ neutrophilia มีความสัมพันธ์ต่อการเป็นไส้ติ่งอักเสบในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (95% CI: 1.6–12.9) ด้วยค่า

OR 4.6 เท่า ส่วนพารามิเตอร์อื่น ๆ ได้แก่ migration of pain, anorexia, nausea, RLQ tenderness, rebound tenderness, elevated temperature, และ leukocytosis ไม่พบความสัมพันธ์ทางสถิติ (ตารางที่ 3)

ตารางที่ 3 ค่าพารามิเตอร์ของ Alvarado score ที่ทำนายการเกิดไส้ติ่งอักเสบในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน โดยใช้วิธี multivariable analysis

Parameters	Adjusted OR	95 %CI	p-value
Migration of pain	1.5	0.6–3.9	.373
Anorexia	1.1	0.4–2.7	.906
Nausea	0.5	0.2–1.3	.143
RLQ tenderness	3.5	0.1–92.8	.452
Rebound tenderness	1.3	0.5–3.2	.639
Elevated temperature	0.7	0.3–1.9	.492
Leukocytosis	0.6	0.2–2.0	.385
Neutrophilia (neutrophil >75%)	4.6	1.6–12.9	.004*

* Statistically significant at $\alpha < 0.05$

สำหรับการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ย (mean) ของ Alvarado score ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง (uncomplicated appendicitis) กับกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง (complicated appendicitis) ของ กลุ่มผู้ป่วยที่มีและไม่มีภาวะอ้วนพบว่า ในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน กลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง (complicated appendicitis) มีค่าเฉลี่ย

(mean) ของ Alvarado score มากกว่ากลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง (uncomplicated appendicitis) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value .018) ส่วนในกลุ่มผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วน ค่าเฉลี่ย (mean) ของ Alvarado score ของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบทั้ง 2 ชนิด ไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value .524) ดังแสดงในตารางที่ 4

ตารางที่ 4 เปรียบเทียบค่าเฉลี่ย (mean) ของ Alvarado score ระหว่างกลุ่ม Uncomplicated กับ Complicated appendicitis ของกลุ่มผู้ป่วยที่มีและไม่มีภาวะอ้วน

Alvarado score	จำนวน (ร้อยละ)	Alvarado score Mean ± SD	p-value
Obesity			
Uncomplicated appendicitis (n = 20, 83.33%)	20	6.35 ± 1.6	.018 ^a
Complicated appendicitis (n = 4, 16.67%)	4	8.5 ± 1.0	
Non-obesity			
Uncomplicated appendicitis (n = 128, 84.21%)	128	7.09 ± 1.66	.524 ^a
Complicated appendicitis (n = 24, 15.79%)	24	7.33 ± 1.81	

* Statistically significant at $\alpha < 0.05$, statistical use: a= independent t test

วิจารณ์

จากผลการศึกษา retrospective cohort study เปรียบเทียบกลุ่มตัวอย่างของผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนและไม่ภาวะอ้วนที่ได้รับการวินิจฉัยไส้ติ่งอักเสบในโรงพยาบาลนครปฐม พบว่าค่าเฉลี่ยของ Alvarado score ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนอยู่ที่ 6.71 ± 1.71 คะแนน (อยู่ในช่วง 5–8.42 คะแนน) ซึ่งต่ำกว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วนรวมด้วย คือ 7.13 ± 1.68 (อยู่ในช่วง 5.5–8.81 คะแนน) โดยไม่มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญในทางสถิติ จะเห็นว่า ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน มีแนวโน้มที่มีค่า Alvarado score อยู่ในช่วง 5–6 มากกว่า เมื่อเทียบกับกลุ่มที่ไม่มีภาวะอ้วน ช่วงคะแนนดังกล่าวจะมีความจำเพาะต่อโรคไส้ติ่งอักเสบที่ ร้อยละ 37–43⁸ ทำให้จำเป็นต้องรับไว้ใน

โรงพยาบาลเพื่อสังเกตอาการอย่างใกล้ชิดและสืบค้นเพิ่มเติม เมื่อพิจารณาค่า Alvarado score ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนพบว่า ในกลุ่มไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง (complicated appendicitis) มีค่า Alvarado score เท่ากับ 8.5 ± 1.0 ซึ่งมากกว่ากลุ่มไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง (uncomplicated appendicitis) ที่เท่ากับ 6.35 ± 1.6 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value .018) ส่วนในกลุ่มที่คะแนนน้อย สามารถยืนยันวินิจฉัยโรคไส้ติ่งอักเสบได้จากการทำเอกซเรย์คอมพิวเตอร์ และพบว่าผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน มีแนวโน้มได้รับการทำเอกซเรย์คอมพิวเตอร์มากกว่าผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วน แม้ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value = .176) โดยในผู้ป่วยอ้วนที่ได้รับการทำเอกซเรย์คอมพิวเตอร์ทั้ง 3 ราย อยู่ในกลุ่มไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง

(uncomplicated appendicitis) ทั้งหมด ซึ่งมีค่า Alvarado score เท่ากับ 3, 5, และ 7 ตามลำดับ นอกจากนี้ ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน พบว่ามีระยะเวลาที่มีอาการก่อนมาพบแพทย์มากกว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p\text{-value} = .025$)

เมื่อเปรียบเทียบพารามิเตอร์ของ Alvarado score ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วนและไม่อ้วน พบว่า ผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน มีภาวะ neutrophilia ($\text{neutrophil} > \text{ร้อยละ } 75$) สัดส่วนร้อยละ 50 ซึ่งน้อยกว่ากลุ่มที่ไม่มีภาวะอ้วน ที่พบร้อยละ 77.6 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยที่พารามิเตอร์ตัวอื่น ๆ โดยเฉพาะอาการ อาการแสดงจากการตรวจร่างกายไม่พบความสัมพันธ์ทางสถิติ ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาของ Al Sabr และคณะ⁹ ที่พบว่า ค่าดัชนีมวลกาย ไม่มีผลต่ออาการและอาการแสดงของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบ

ในส่วนของการวิเคราะห์แต่ละพารามิเตอร์ของ Alvarado score ด้วย multivariable analysis พบว่า ภาวะ neutrophilia หรือ สัดส่วน neutrophil ที่มากกว่าร้อยละ 75 มีความสัมพันธ์ต่อการเป็นไส้ติ่งอักเสบในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($95\% \text{ CI: } 1.6\text{--}12.9$) ด้วยค่า OR 4.6 เท่า ผลการศึกษานี้สอดคล้องกับการศึกษาเมื่อ พ.ศ. 2565 จากโรงพยาบาลนครพนม¹⁰ พบว่าการมี neutrophilia ช่วยลดอัตราการผ่าตัดไส้ติ่งที่ไม่พบพยาธิสภาพ หรือช่วยการวินิจฉัยโรคไส้ติ่งอักเสบในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนได้

จากการศึกษาพบว่า ผู้ป่วยในกลุ่มภาวะอ้วนที่มีค่า Alvarado score ช่วงคะแนนที่มากกว่าหรือเท่ากับ 7 (ซึ่งมีความจำเพาะต่อโรคไส้ติ่งอักเสบอยู่ที่ ร้อยละ 81⁵) แพทย์สามารถให้การวินิจฉัยโรคไส้ติ่งอักเสบและรักษาโดยการผ่าตัดได้ทันที โดยมีโอกาสเป็นไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง (complicated appendicitis) มากขึ้น ในไส้ติ่งอักเสบชนิดนี้ อาการและอาการแสดงมักชัดเจน รวมทั้งตรวจพบผลตรวจทางห้องปฏิบัติการ

ที่ผิดปกติได้มากกว่ากลุ่มไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง (uncomplicated appendicitis) สำหรับผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนที่ได้รับการทำเอกซเรย์คอมพิวเตอร์เพื่อยืนยันการวินิจฉัยเนื่องจากอาการและอาการแสดงไม่ชัดเจน โดยเฉพาะในกลุ่มไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรงพบว่า อาการแสดงและผลการตรวจทางห้องปฏิบัติการที่ยังทำให้นึกถึงโรคดังกล่าว คือ อาการกดเจ็บที่ท้องตำแหน่งขวาต่ำ (RLQ abdominal tenderness) ร่วมกับมีภาวะ leukocytosis และ neutrophilia คือ สัดส่วน neutrophil มากกว่าหรือเท่ากับร้อยละ 75 โดยพบว่า ผู้ป่วยโรคไส้ติ่งอักเสบเกือบทุกรายทั้งในกลุ่มที่มีภาวะอ้วนและไม่อ้วน มีอาการกดเจ็บที่ท้องขวาต่ำ มีแนวโน้มที่จะพบภาวะ leukocytosis ได้ทั้งสองกลุ่ม สำหรับภาวะ neutropenia ที่พบในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน จะช่วยสนับสนุนโรคไส้ติ่งอักเสบได้ในการศึกษานี้ ผู้ป่วยภาวะอ้วนในกลุ่มไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง (uncomplicated appendicitis) 3 ราย พบว่า 2 ราย มีภาวะ neutrophilia ร่วมด้วย

อย่างไรก็ตาม สัดส่วนผู้ป่วยเปรียบเทียบระหว่างกลุ่มที่มีภาวะอ้วนและไม่อ้วนที่ได้สืบค้นเพิ่มเติมด้วยเอกซเรย์คอมพิวเตอร์ รวมถึงชนิดของไส้ติ่งอักเสบ ระยะเวลาการผ่าตัด และระยะเวลาที่ได้รับการรักษาในโรงพยาบาลตั้งแต่แรกเริ่ม พบว่า ไม่พบความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการศึกษาดังกล่าวสอดคล้องกับการศึกษาของ Deugarte และคณะ⁵ และของ Alhusayni และคณะ⁴ ที่พบว่าสัดส่วนของผู้ป่วยที่เป็นโรคไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรงเปรียบเทียบระหว่างกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนกับผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วน และระยะเวลาเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาล ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่การมีค่าคะแนน Alvarado ที่อยู่ในช่วงมากกว่าหรือเท่ากับ 7 ในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน อาจสามารถบ่งบอกได้ว่าผู้ป่วยกลุ่มดังกล่าว มีโอกาสเป็นโรคไส้ติ่งอักเสบที่ชนิดรุนแรงและการที่มีค่า Alvarado score น้อยกว่า 7 คะแนน

ผู้ป่วยยังมีความเสี่ยงที่จะเป็นไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง (uncomplicated appendicitis) ได้ โดยเฉพาะผู้ป่วยที่มีอาการปวดท้องตำแหน่งขวาล่าง (RLQ abdominal pain) ร่วมกับมีภาวะ neutrophilia

สำหรับกลุ่มผู้ป่วยที่ไม่มีภาวะอ้วน พบว่าค่า Alvarado score ทั้งในกลุ่มไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรงและไม่รุนแรง ไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญระหว่างกลุ่ม (p-value .524)

สรุป

จากผลการศึกษาในครั้งนี้ สรุปได้ว่า ภาวะอ้วนไม่ส่งผลต่อค่า Alvarado score ในผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบ รวมถึงไม่สัมพันธ์กับการเอกซเรย์คอมพิวเตอร์ เพื่อช่วยในการวินิจฉัย ไม่สัมพันธ์กับการเป็นไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง เมื่อพิจารณาพารามิเตอร์ของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วน พบว่า ภาวะ neutrophilia สัมพันธ์ต่อโรคไส้ติ่งอักเสบในผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในส่วนของการเปรียบเทียบค่า Alvarado score ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะอ้วน สามารถสรุปได้ว่า ผู้ป่วยภาวะอ้วนที่มีค่า Alvarado score ที่มากกว่าหรือเท่ากับ 7 มีโอกาสเป็นโรคไส้ติ่งอักเสบชนิดรุนแรง และการที่มีค่า Alvarado score น้อยกว่า 7 คะแนน โดยที่มีอาการปวดท้องตำแหน่งขวาล่าง (RLQ abdominal pain) ร่วมกับมีภาวะ neutrophilia ผู้ป่วยยังมีความเสี่ยงที่จะเป็นไส้ติ่งอักเสบชนิดไม่รุนแรง (uncomplicated appendicitis) ได้ ควรได้รับการทำเอกซเรย์คอมพิวเตอร์เพื่อยืนยันการวินิจฉัย

ข้อจำกัดและข้อเสนอแนะ

งานศึกษานี้มีข้อจำกัดเรื่องจำนวนกลุ่มตัวอย่างของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่มีภาวะอ้วน เนื่องจากในฐานข้อมูลผู้ป่วยระบบอิเล็กทรอนิกส์ของโรงพยาบาลนครปฐมมีการบันทึกผู้ป่วยที่มีการวินิจฉัยหลัก (principal diagnosis) เป็นไส้ติ่งอักเสบ (appendicitis) ร่วมกับมีภาวะอ้วน (obesity) เป็นโรค

ร่วม (comorbidity) ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2564 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2567 เพียง 24 คน เทียบกับจำนวนกลุ่มตัวอย่างของผู้ป่วยไส้ติ่งอักเสบที่ไม่มีภาวะอ้วน 152 คน จากจำนวนผู้ป่วยทั้งหมด 2,486 คน

กิตติกรรมประกาศ

งานวิจัยฉบับนี้สำเร็จได้โดยได้รับการสนับสนุนจาก แพทย์หญิงอัญชลี วงษ์พานิช หัวหน้ากลุ่มงาน ศัลยกรรมโรงพยาบาลนครปฐม และนายแพทย์ต่อปฐม พลฤกษ์ประเสริฐ อาจารย์ที่ปรึกษาโครงการที่ให้คำปรึกษาในการวางแผน รวบรวมและเก็บข้อมูล เพื่อแปลผลและวิเคราะห์ผลการศึกษานี้ และขอขอบพระคุณ ทีมงานเวชระเบียนที่ให้การช่วยเหลือในการค้นหา รวบรวมเอกสารเวชระเบียนและข้อมูลต่าง ๆ จากฐานข้อมูลโรงพยาบาลนครปฐม นักวิชาการสถิติที่ให้ความช่วยเหลือในการวิเคราะห์ แปลผล และอภิปรายผลที่ได้จากการศึกษาวิจัยในครั้งนี้ และเภสัชกรหญิงอรอนงค์ เหล่าตระกูล ที่ได้ให้คำแนะนำการเขียนรูปเล่มการวิจัย งานวิจัยนี้สำเร็จลงด้วยดี

เอกสารอ้างอิง

1. Di Saverio S, Podda M, De Simone B, Ceresoli M, Augustin G, Gori A, et al. Diagnosis and treatment of acute appendicitis: 2020 update of the WSES Jerusalem guidelines. World J Emerg Surg. 2020;15(1):27. doi: 10.1186/s13017-020-00306-3.
2. Yüksel Y, Dinç B, Yüksel D, Dinç SE, Mesci A. How reliable is the Alvarado score in acute appendicitis? Ulus Travma Acil Cerrahi Derg. 2014;20(1):12–8. doi: 10.5505/tjtes.2014.60569.

3. Sauvain M-O, Tschirky S, Patak M, Clavien P-A, Hahnloser D, Mueller M. Acute appendicitis in overweight patients: The role of preoperative imaging. *Patient Saf Surg.* 2016;10:13. doi: 10.1186/s13037-016-0102-0.
4. Alhusayni MA, Alghamdi TM, Almutairi WA, Alhamyani AS, Alosaimi FG, Mahfouz MEM. The effect of body mass index on patients' length of stay post-appendectomy. *Cureus.* 2023;15(10):e46430. doi: 10.7759/cureus.46430.
5. Deugarte DA, Stark R, Kaji AH, Yaghoubian A, Tolan A, Lee SL. Obesity does not impact outcomes for appendicitis. *Am Surg.* 2012;78(2):254–7.
6. Thaiwatcharamas K, Vejchapipat P, Rajatapiti P, Decharun K. Clinical features and treatment outcomes in obese children with appendicitis. *Chulalongkorn Med J.* 2023;65(1):57–60.
7. Özsoy Z, Yenidoğan E. Evaluation of the Alvarado scoring system in the management of acute appendicitis. *Turk J Surg.* 2017;33(3):200–4. doi: 10.5152/turksurg.2017.3539
8. Ohle R, O'Reilly F, O'Brien KK, Fahey T, Dimitrov BD. The Alvarado score for predicting acute appendicitis: A systematic review. *BMC Med.* 2011;9:139. doi: 10.1186/1741-7015-9-139.
9. Al Sabr A, Aljohani A, Althoubi S, Al Marzoqi M, Almutairi M, Al Enizy FB, et al. Surgical complications following appendectomy in obese patients: A single tertiary care center study. *Cureus.* 2024;16(11):e74033. doi: 10.7759/cureus.74033.
10. เจษฎา เวชวิทยานุกูล. ค่าคะแนนอัลวาราโดที่เหมาะสมและปัจจัยที่มีผลต่ออัตราการผ่าตัดไส้ติ่งที่ไม่พบพยาธิสภาพ. *วารสารโรงพยาบาลนครพนม.* 2022;9(1):1–18.

ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเสียชีวิตภายใน 30 วัน ของผู้ป่วยภาวะวิกฤต เลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลันในโรงพยาบาลระดับตติยภูมิ Factors Associated with 30-Day Hospital Mortality in Critically Ill Patients with Acute Primary Intracerebral Hemorrhage at a Tertiary Care Hospital

มณีชนก สัมณี พ.บ.,
วว.ประสาทศัลยศาสตร์
กลุ่มงานศัลยกรรม
กฤษณา เชื้อบุญมี พย.บ.,
กลุ่มงานการพยาบาลผู้ป่วยหนัก
โรงพยาบาลพระนั่งเกล้า
จังหวัดนนทบุรี

Maneechanok Sammanee M.D.,
Dip. Thai Board of Neurological Surgery
Department of Surgery
Kritsana Chueaboonmee B.N.S.,
Critical Care Nursing Division
Pranangklaow Hospital
Nonthaburi

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: ภาวะเลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิมีอัตราการเสียชีวิตสูง โดยเฉพาะในผู้ป่วยวิกฤต การทราบปัจจัยที่สัมพันธ์กับการเสียชีวิตช่วยในการประเมินความเสี่ยง การวางแผนการรักษา และการสื่อสารกับครอบครัว การศึกษานี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเสียชีวิตในโรงพยาบาลภายใน 30 วัน ของผู้ป่วยภาวะเลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลันในหอผู้ป่วยวิกฤต-ศัลยกรรมประสาท โรงพยาบาลพระนั่งเกล้า

วิธีการศึกษา: การศึกษาเชิงวิเคราะห์แบบย้อนหลังในผู้ป่วยที่เข้ารับการรักษาระหว่างปีงบประมาณ 2566–2568 วิเคราะห์ปัจจัยอิสระที่กำหนดไว้ล่วงหน้า 9 ตัวแปร ด้วยวิธี Firth's penalized logistic regression ตามแบบจำลองที่กำหนดล่วงหน้า จัดการข้อมูลสูญหายด้วย multiple imputation by chained equations (MICE) และตรวจสอบความคงทนของผลด้วยการวิเคราะห์ความไว

ผลการศึกษา: จากกลุ่มตัวอย่าง 180 ราย อัตราการเสียชีวิตในโรงพยาบาลภายใน 30 วัน เท่ากับร้อยละ 81.1 ปัจจัยที่สัมพันธ์กับการเสียชีวิตอย่างมีนัยสำคัญและเป็นอิสระต่อกัน ได้แก่ ปริมาตรก้อนเลือด (adjusted OR 1.22 ต่อทุก 10 มิลลิลิตร; 95% CI 1.08–1.43) ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (adjusted OR 3.87; 95% CI 1.51–10.04) และคะแนน Glasgow Coma Scale ที่ต่ำ (adjusted OR 0.88 ต่อทุก 1 คะแนน; 95% CI 0.79–0.99) แบบจำลองมีความสามารถในการจำแนกระดับดี (AUC = 0.807) ส่วนอายุ ความดันโลหิตตัวบน ตำแหน่งใต้เททโทเรียม

ระดับน้ำตาลในเลือด และการเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมอง ไม่มีความสัมพันธ์อิสระหลังปรับความรุนแรงของโรค ผลดังกล่าวคงทนต่อการวิเคราะห์ความไวหลายรูปแบบ

สรุป: ปริมาตรก้อนเลือด ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง และคะแนน Glasgow Coma Scale ที่ต่ำ เป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญและเป็นอิสระกับการเสียชีวิต ควรใช้ประกอบการประเมินความเสี่ยง ในหอผู้ป่วยวิกฤต โดยตีความอย่างระมัดระวังในบริบทของการตัดสินใจเรื่องเป้าหมายการรักษา

คำสำคัญ: ภาวะเลือดออกในสมอง, การเสียชีวิตภายใน 30 วัน, ปัจจัยที่สัมพันธ์กับการเสียชีวิต, Firth's penalized logistic regression, ผู้ป่วยวิกฤต

วารสารแพทยเขต 4-5 2569 ; 45(3) : 375–388.

Abstract

Objective: Spontaneous primary intracerebral hemorrhage (ICH) carries a high mortality, particularly among critically ill patients. Identifying factors associated with mortality supports risk assessment, treatment planning, and communication with families. This study aimed to identify factors associated with 30-day in-hospital mortality among patients with acute spontaneous primary ICH in the neurosurgical intensive care unit, Pranangkla Hospital, Nonthaburi.

Methods: A retrospective cohort study was conducted in patients admitted during fiscal years 2023–2025 (B.E. 2566–2568). Nine pre-specified independent variables were analyzed using Firth's penalized logistic regression with a pre-specified primary model. Missing data were handled using multiple imputation by chained equations (MICE), and the robustness of the findings was examined through sensitivity analyses.

Results: Among 180 patients, 30-day in-hospital mortality was 81.1%. Factors independently and significantly associated with mortality were hematoma volume (adjusted OR 1.22 per 10 mL; 95% CI 1.08–1.43), intraventricular hemorrhage (adjusted OR 3.87; 95% CI 1.51–10.04), and lower Glasgow Coma Scale (adjusted OR 0.88 per point; 95% CI 0.79–0.99). The model showed good discrimination (AUC = 0.807). In contrast, age, systolic blood pressure, infratentorial hematoma location, blood glucose, and midline shift were not independently associated with mortality after adjustment for disease severity. These findings were robust across multiple sensitivity analyses.

Conclusion: Hematoma volume, intraventricular hemorrhage, and lower Glasgow Coma Scale are factors independently associated with 30-day in-hospital mortality. The findings may aid risk assessment in the intensive care unit and should be interpreted cautiously in the context of goals-of-care decisions.

Keywords: intracerebral hemorrhage, 30-day mortality, prognostic factors, Firth's penalized logistic regression, critical care

Received: Aug 20, 2026; Revised: Aug 20, 2026; Accepted: Sep 16, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 375–388.

บทนำ

ภาวะเลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลัน (acute primary intracerebral hemorrhage; ICH) เป็นภาวะฉุกเฉินทางระบบประสาทที่เกิดจากการแตกของหลอดเลือดขนาดเล็กภายในสมอง โดยไม่มีสาเหตุจากการบาดเจ็บ ความผิดปกติของหลอดเลือดเนื้องอก หรือภาวะเลือดออกภายหลังจากสมองขาดเลือด ผู้ป่วยส่วนใหญ่สัมพันธ์กับความดันโลหิตสูงเรื้อรัง และภาวะหลอดเลือดสมองเสื่อม จากการสะสมของอะไมลอยด์ ในผู้สูงอายุ¹ แม้ภาวะเลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลัน จะมีสัดส่วนประมาณร้อยละ 10-15 ของโรคหลอดเลือดสมองทั้งหมด และสูงกว่านั้นในประชากรเอเชีย แต่กลับเป็นชนิดที่รุนแรงที่สุดทั้งด้านอัตราการเสียชีวิต และความพิการระยะยาว ก่อให้เกิดภาระต่อผู้ป่วย ครอบครัว และระบบบริการสุขภาพอย่างต่อเนื่อง^{1,2}

การเสียชีวิตในระยะเฉียบพลันมิได้ขึ้นอยู่กับพยาธิสภาพของก้อนเลือดเพียงอย่างเดียว แต่เป็นผลของกระบวนการบาดเจ็บทุติยภูมิ ได้แก่ การขยายตัวของก้อนเลือด สมองบวม ความดันภายในกะโหลกศีรษะสูง และภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง¹ แนวทางเวชปฏิบัติของ American Heart Association/American Stroke Association เน้นย้ำว่า การประเมินผู้ป่วยอย่างรวดเร็ว และการจำแนกผู้ป่วยที่มีความเสี่ยงสูงต่อการเสียชีวิตตั้งแต่แรกรับเป็นองค์ประกอบสำคัญของการดูแล เนื่องจากมีผลต่อการตัดสินใจการรักษา การเฝ้าระวังภาวะแทรกซ้อน การสื่อสารกับครอบครัว และการจัดสรรทรัพยากรทางการแพทย์¹ ปัจจัยพยากรณ์ที่ประเมินได้ตั้งแต่แรกรับสามารถจำแนกได้หลายมิติ ทั้งปัจจัยด้านผู้ป่วย เช่น อายุ และประวัติการใช้ยาต้านการแข็งตัวของเลือด³; ปัจจัยทางคลินิก ได้แก่ คะแนน Glasgow Coma Scale และความดันโลหิตตัวบน; ปัจจัยจากภาพเอกซเรย์คอมพิวเตอร์สมอง ได้แก่ ปริมาตรก้อนเลือด ตำแหน่งก้อนเลือด ภาวะเลือดออก

เข้าสู่โพรงสมอง และการเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมอง⁴; และปัจจัยทางห้องปฏิบัติการ เช่น ระดับน้ำตาลในเลือดเมื่อแรกรับ⁵ ซึ่งแต่ละปัจจัยสะท้อนกลไกของโรคในมิติที่แตกต่างกัน การประเมินความเสี่ยงที่แม่นยำจึงจำเป็นต้องอาศัยข้อมูลหลายด้านร่วมกัน

อย่างไรก็ตาม ความสัมพันธ์ของปัจจัยเหล่านี้ยังแตกต่างกันในแต่ละประชากร และระบบบริการสุขภาพ การศึกษาในบริบทของผู้ป่วยวิกฤตของประเทศไทยที่ใช้ระเบียบวิธีเหมาะสม กล่าวคือ การกำหนดตัวแปรอิสระไว้ล่วงหน้าจากหลักฐานเชิงประจักษ์ และการวิเคราะห์ด้วยแบบจำลองที่ควบคุมปัญหาการประมาณค่าเมื่อจำนวนเหตุการณ์จำกัด ยังมีอยู่จำกัด⁶ การศึกษานี้จึงมุ่งเติมเต็มช่องว่างดังกล่าว โดยศึกษาปัจจัยที่ประเมินได้ตั้งแต่แรกรับและรวบรวมได้จากเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ จำนวน 9 ตัวแปรได้แก่ อายุ ประวัติการใช้ยาต้านการแข็งตัวของเลือด คะแนน Glasgow Coma Scale เมื่อแรกรับ ความดันโลหิตตัวบนเมื่อแรกรับ ปริมาตรก้อนเลือด ตำแหน่งของก้อนเลือด ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง การเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมอง และระดับน้ำตาลในเลือดเมื่อแรกรับ ซึ่งครอบคลุมทั้งลักษณะพื้นฐานของผู้ป่วย ความรุนแรงของพยาธิสภาพในสมอง และการตอบสนองทางสรีรวิทยาในระยะเฉียบพลัน

ผู้วิจัยเลือกศึกษาเฉพาะผู้ป่วยที่เข้ารับการรักษาในหอผู้ป่วยวิกฤตศัลยกรรมประสาท เนื่องจากเป็นกลุ่มที่มีความรุนแรงของโรคสูง ต้องการการเฝ้าระวังอย่างใกล้ชิด และเป็นบริบทที่ทีมผู้ดูแล จำเป็นต้องใช้ข้อมูลพยากรณ์โรคประกอบการตัดสินใจมากที่สุด ทั้งการพิจารณาผ่าตัด การดูแลในภาวะวิกฤต และการสื่อสารเป้าหมายการรักษากับครอบครัว การศึกษานี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเสียชีวิตในโรงพยาบาลภายใน 30 วัน ของผู้ป่วยภาวะเลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลัน ในหอผู้ป่วยวิกฤตศัลยกรรมประสาท โรงพยาบาลพระนั่งเกล้า

อันจะเป็นข้อมูลพื้นฐาน สำหรับการประเมิน ความเสี่ยง การวางแผนการดูแล และการพัฒนาคุณภาพบริการ ในบริบทโรงพยาบาลระดับตติยภูมิของไทย ที่ยังมีอยู่ จำกัด

วัตถุประสงค์

เพื่อศึกษาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเสียชีวิต ในโรงพยาบาลภายใน 30 วัน ของผู้ป่วยภาวะเลือดออก ในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลัน โรงพยาบาลพระนั่งเกล้า

วิธีการศึกษา

รูปแบบการศึกษาและประชากร

การศึกษานี้เป็นการศึกษาเชิงวิเคราะห์แบบย้อนหลัง (retrospective cohort study) โดยใช้ข้อมูลจากเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ ระบบจัดเก็บและรับส่งภาพทางการแพทย์ และฐานข้อมูลห้องปฏิบัติการของโรงพยาบาลพระนั่งเกล้า ประชากร คือ ผู้ป่วยอายุตั้งแต่ 18 ปีขึ้นไป ที่ได้รับการวินิจฉัยว่าเป็นภาวะเลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลัน ยืนยันด้วยภาพเอกซเรย์คอมพิวเตอร์สมองชนิดไม่ฉีดสารทึบรังสี และเข้ารับการรักษานในหอผู้ป่วยวิกฤตศัลยกรรมประสาท ระหว่างวันที่ 1 ตุลาคม พ.ศ. 2565 ถึง 30 กันยายน พ.ศ. 2568 (ปีงบประมาณ 2566–2568) ผู้วิจัยเก็บข้อมูลผู้ป่วยทุกรายที่เข้าเกณฑ์ในช่วงเวลาดังกล่าว (total enumeration) โดยไม่สุ่มตัวอย่าง

เกณฑ์การคัดเข้า ได้แก่ ผู้ป่วยที่ได้รับการยืนยันการวินิจฉัยด้วยภาพเอกซเรย์คอมพิวเตอร์สมองครั้งแรกก่อนการผ่าตัดหรือหัตถการที่เปลี่ยนแปลงลักษณะก้อนเลือด และมีข้อมูลผลลัพธ์การรักษาจนถึงการเสียชีวิต การจำหน่าย หรือครบ 30 วัน เกณฑ์การคัดออก ได้แก่ ภาวะเลือดออกจากการบาดเจ็บ ความผิดปกติของหลอดเลือดเนื้องอก หรือภาวะเลือดออกภายหลังสมองขาดเลือด ภาวะเลือดออกนอกเนื้อสมอง การไม่มีภาพเอกซเรย์คอมพิวเตอร์สมองครั้งแรกที่มี

คุณภาพเพียงพอ และการที่ไม่สามารถระบุสถานะการมีชีวิตภายใน 30 วันได้ เนื่องจากประชากรเป็นผู้ป่วยวิกฤต ที่มีอัตราการเสียชีวิตสูง ขนาดกลุ่มตัวอย่างจึงถูกกำหนดโดยจำนวนผู้ป่วยที่มีอยู่จริง ผู้วิจัยควบคุมความเหมาะสมของแบบจำลองด้วยจำนวนเหตุการณ์ต่อพารามิเตอร์ (events per variable)⁷ ร่วมกับการใช้วิธีการประมาณค่าแบบมีบทลงโทษเพื่อให้ค่าประมาณมีความมั่นคง รายงานการคัดเลือกกลุ่มตัวอย่างตามแนวทางการรายงาน STROBE (Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology)

ตัวแปรและนิยามเชิงปฏิบัติการ

ตัวแปรตาม คือ การเสียชีวิตจากทุกสาเหตุ ในโรงพยาบาลภายใน 30 วัน นับจากวันและเวลาที่ผู้ป่วยเข้ารับการรักษาดั้แปรอิสระ 9 ตัวแปรจำแนกเป็น 4 กลุ่ม ได้แก่ (1) ปัจจัยด้านผู้ป่วย คือ อายุ และประวัติการใช้ยาต้านการแข็งตัวของเลือดก่อนเกิดอาการ; (2) ปัจจัยทางคลินิกเมื่อแรกรับ คือ คะแนน Glasgow Coma Scale (GCS) และความดันโลหิตตัวบน; (3) ปัจจัยจากภาพเอกซเรย์คอมพิวเตอร์สมอง คือ ปริมาตรก้อนเลือดตำแหน่งก้อนเลือด ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (intraventricular hemorrhage; IVH) และการเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมอง; และ (4) ปัจจัยทางห้องปฏิบัติการ คือ ระดับน้ำตาลในเลือด

เพื่อลดความคลาดเคลื่อนของการวัด ผู้วิจัยกำหนดนิยามเชิงปฏิบัติการและช่วงเวลา ของการเก็บค่าตัวแปรไว้ล่วงหน้า คะแนน GCS ใช้ค่าที่เชื่อถือได้ครั้งแรกหลังผู้ป่วยมาถึงโรงพยาบาล และก่อนได้รับยาระงับประสาท การใส่ท่อช่วยหายใจ หรือการผ่าตัด, ความดันโลหิตตัวบนใช้ค่าที่วัดได้ครั้งแรก ภายใน 30 นาที หลังมาถึง และก่อนได้รับยาลดความดันโลหิตทางหลอดเลือดดำ, ปริมาตรก้อนเลือดคำนวณ ด้วยวิธี ABC/2 จากภาพเอกซเรย์คอมพิวเตอร์สมองครั้งแรก, ตำแหน่งก้อนเลือดจำแนกเป็นเหนือเทนทอเรียมและใต้เทนทอเรียม (ก้านสมองและสมองน้อย),

ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) จำแนกเป็นพบหรือไม่พบ, การเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมอง บันทึกเป็นมิลลิเมตร, และระดับน้ำตาลในเลือดใช้ผลตรวจครั้งแรก ภายใน 6 ชั่วโมง หลังมาถึงและก่อนการรักษาที่อาจเปลี่ยนแปลงค่า ทั้งนี้ ค่าตัวแปรของผู้ป่วยที่ส่งต่อจากสถานพยาบาลอื่น ใช้ค่าที่วัดได้ครั้งแรกเมื่อมาถึงโรงพยาบาลพระนั่งเกล้า เพื่อให้การวัดเป็นมาตรฐานเดียวกัน

การเก็บรวบรวมข้อมูลและคุณภาพเครื่องมือ

ผู้วิจัยพัฒนาแบบบันทึกข้อมูลจากกรอบแนวคิด นิยามเชิงปฏิบัติการ และการทบทวนวรรณกรรมประกอบด้วย แบบคัดกรองคุณสมบัติของกลุ่มตัวอย่างและแบบบันทึกข้อมูลการวิจัยตรวจสอบ ความตรงเชิงเนื้อหาโดยผู้ทรงคุณวุฒิ 3 ท่าน (แพทย์ผู้เชี่ยวชาญด้านศัลยศาสตร์ระบบประสาท อาจารย์พยาบาลด้านการพยาบาลผู้ป่วยวิกฤต และพยาบาลผู้เชี่ยวชาญด้านการวิจัย) ได้ค่าดัชนีความตรงเชิง เนื้อหารายข้อ (item-level content validity index; I-CVI) เท่ากับ 1.00 ทุกข้อ และดัชนีความตรงเชิงเนื้อหาระดับเครื่องมือ (scale-level content validity index; S-CVI/Ave) เท่ากับ 1.00^{8,9} ความสอดคล้อง ระหว่างผู้เก็บข้อมูล 2 คน จากการทดสอบในระยะเวลา 30 ราย ประเมินด้วยสถิติ Cohen's kappa สำหรับตัวแปรกลุ่มและ intraclass correlation coefficient สำหรับตัวแปรต่อเนื่อง โดยกำหนดเกณฑ์ยอมรับตั้งแต่ 0.80 ขึ้นไป

การวิเคราะห์ข้อมูล

วิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรม R กำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติแบบสองทางที่ .05 และรายงานช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 นำเสนอข้อมูลเชิงพรรณนาด้วยจำนวนและร้อยละ ค่ามัธยฐานและพิสัยระหว่างควอร์ไทล์สำหรับข้อมูลต่อเนื่องที่มีการแจกแจงไม่เป็นแบบปกติ เปรียบเทียบระหว่างกลุ่มผู้เสียชีวิต และผู้รอดชีวิตด้วยสถิติ Mann-Whitney U test, chi-

square test หรือ Fisher's exact test ตามความเหมาะสม การวิเคราะห์ความสัมพันธ์รายตัวแปรและพหุตัวแปรใช้ Firth's penalized logistic regression¹⁰ เนื่องจากสัดส่วนผลลัพธ์ไม่สมดุลและบางตัวแปร เช่น ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) มีแนวโน้มเกิดการแยกกันของข้อมูล (separation) ซึ่งการวิเคราะห์แบบมาตรฐานจะให้ค่าประมาณไม่เสถียร¹¹

แบบจำลองหลัก (แบบจำลองที่ 1) กำหนดตัวแปรไว้ล่วงหน้า 5 ตัวแปร ได้แก่ อายุ คะแนน GCS ปริมาตรก้อนเลือด ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) และตำแหน่งใต้เทนอนเทรียม ส่วนแบบจำลองส่วนขยาย (แบบจำลองที่ 2) เพิ่มตัวแปรที่เหลือ ได้แก่ ระดับน้ำตาลในเลือด ความดันโลหิตตัวบน การเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมอง และประวัติการใช้ยาต้านการแข็งตัวของเลือดเข้าสู่แบบจำลองหลักทีละตัวแปร และถือเป็นการวิเคราะห์เชิงสำรวจรายงานผลเป็นอัตราส่วนโอกาสที่ปรับแล้ว (adjusted OR) พร้อมช่วงความเชื่อมั่นแบบ profile penalized likelihood ตรวจสอบภาวะร่วมเส้นตรงพหุ (multicollinearity) ด้วยค่า variance inflation factor และประเมินความสามารถในการจำแนกด้วยพื้นที่ใต้โค้ง ROC (area under the ROC curve; AUC) นอกจากนี้ยังคำนวณคะแนน ICH score เพื่อบรรยายระดับความรุนแรงของโรคและเปรียบเทียบกับการศึกษาอื่น¹²

การวิเคราะห์หลักใช้ข้อมูลที่ครบถ้วน (complete-case analysis) กรณีตัวแปรใดมีข้อมูลสูญหาย เกินร้อยละ 10 ผู้วิจัยจะวิเคราะห์ความไวเพิ่มเติมด้วยวิธี multiple imputation by chained equations (MICE) และรวมผลด้วย Rubin's rules นอกจากนี้ ยังตรวจสอบความคงทนของผลด้วยการวิเคราะห์ความไว โดยคัดผู้ป่วยที่มีค่าสั่งจำกัดการรักษาออกจากแบบจำลอง และคัดผู้ป่วยที่พบความไม่สอดคล้องของข้อมูลออก

จริยธรรมการวิจัย

โครงการวิจัยนี้ได้รับการรับรองจาก คณะกรรมการพิจารณาจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ โรงพยาบาลพระนั่งเกล้า (เลขที่รับรอง EC49/2569) โดยได้รับการยกเว้นการขอความยินยอมจากผู้ป่วย เป็นรายบุคคล เนื่องจากเป็นการศึกษาข้อมูลย้อนหลัง จากเวชระเบียนที่ไม่มีการติดต่อ หรือดำเนินหัตถการ เพิ่มเติมกับผู้ป่วย ข้อมูลทั้งหมดถูกจัดเก็บโดยใช้รหัส ประจำตัว สำหรับการวิจัยแทนข้อมูลที่ระบุตัวบุคคล และวิเคราะห์ในภาพรวมเพื่อรักษาความลับของผู้ป่วย

ผลการศึกษา

การคัดเลือกและลักษณะของกลุ่มตัวอย่าง

จากผู้ป่วยที่ลงทะเบียนในระบบทะเบียนวิจัย ทั้งหมด 242 ราย มีผู้ป่วยที่ไม่เข้าเกณฑ์การคัดเข้า 57 ราย คงเหลือผู้ป่วยที่เข้าเกณฑ์ 185 ราย ในจำนวนนี้มีผู้ป่วย 5 ราย ที่ได้รับการส่งต่อไปยังสถานพยาบาลอื่น และไม่สามารถยืนยันสถานะการมีชีวิตภายใน

30 วันได้ จึงถูกคัดออก จากการวิเคราะห์หลักและ รายงานแยกตามแนวทาง STROBE คงเหลือกลุ่ม ตัวอย่างที่นำเข้าวิเคราะห์หลัก 180 ราย เป็นผู้เสียชีวิต ภายใน 30 วัน 146 ราย และรอดชีวิต 34 ราย

กลุ่มตัวอย่างมีอายุมัธยฐาน 61.5 ปี (พิสัย ระหว่างควอร์ไทล์ 53–73) เป็นเพศชาย ร้อยละ 63.3 โรคร่วมที่พบบากที่สุด คือ ความดันโลหิตสูง (ร้อยละ 68.9) ความรุนแรงของโรคเมื่อแรกรับอยู่ในระดับสูง โดยมีคะแนน GCS มัธยฐาน 7 คะแนน ปริมาตร ก้อนเลือดมัธยฐาน 50.1 มิลลิลิตร พบภาวะเลือดออก เข้าสู่โพรงสมอง (IVH) ร้อยละ 86.1 และคะแนน ICH score มัธยฐาน 3 คะแนน เมื่อเปรียบเทียบระหว่างกลุ่ม ผู้เสียชีวิตมีคะแนน GCS ต่ำกว่า ปริมาตรก้อนเลือด มากกว่า ระยะการเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมองมากกว่า ระดับน้ำตาลแรกรับสูงกว่า และมีสัดส่วนภาวะเลือด ออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) สูงกว่าอย่างมีนัยสำคัญ ในขณะที่ยา ความดันโลหิตตัวบน และตำแหน่งใต้ เทนทอเรียม ไม่แตกต่างกัน (ตารางที่ 1)

ตารางที่ 1 ลักษณะพื้นฐานของกลุ่มตัวอย่างจำแนกตามผลลัพธ์การเสียชีวิตภายใน 30 วัน (n = 180)

ลักษณะ	รวม (n = 180)	เสียชีวิต (n = 146)	รอดชีวิต (n = 34)	p- value
ข้อมูลทั่วไป				
อายุ (ปี), มัธยฐาน [IQR]	61.5 [53,73]	62.0 [53,73]	61.0 [56,68]	.913
เพศชาย, n (ร้อยละ)	114 (63.3)	90 (61.6)	24 (70.6)	.430
เพศหญิง, n (ร้อยละ)	66 (36.7)	56 (38.4)	10 (29.4)	.430
ประวัติและปัจจัยเสี่ยง				
ความดันโลหิตสูง, n (ร้อยละ)	124 (68.9)	98 (67.1)	26 (76.5)	.411
เบาหวาน, n (ร้อยละ)	43 (23.9)	36 (24.7)	7 (20.6)	.823
ไขมันในเลือดสูง, n (ร้อยละ)	37 (20.6)	28 (19.2)	9 (26.5)	.352
มีบันทึกการใช้ยาต้านเกล็ดเลือด (antiplatelet), n (ร้อยละ)	13 (7.2)	12 (8.2)	1 (2.9)	.467
มีบันทึกใช้ยาต้านการแข็งตัวของเลือด (anticoagulant), n (ร้อยละ)	11 (6.1)	10 (6.8)	1 (2.9)	.693

ตารางที่ 1 ลักษณะพื้นฐานของกลุ่มตัวอย่างจำแนกตามผลลัพธ์การเสียชีวิตภายใน 30 วัน (n = 180) (ต่อ)

ลักษณะ	รวม (n = 180)	เสียชีวิต (n = 146)	รอดชีวิต (n = 34)	p- value
ข้อมูลทางคลินิกและภาพรังสี				
GCS แรกรับ, มัธยฐาน [IQR]	7 [5,10]	6 [5,9]	9 [7,13]	<.001
รุนแรง (3–8), n (ร้อยละ)	121 (67.2)	107 (73.3)	14 (41.2)	.002
ปานกลาง (9–12), n (ร้อยละ)	33 (18.3)	22 (15.1)	11 (32.4)	
เล็กน้อย (13–15), n (ร้อยละ)	26 (14.4)	17 (11.6)	9 (26.5)	
ความดันโลหิตตัวบน (มิลลิเมตรปรอท), มัธยฐาน [IQR]	196 [161,220]	198 [164,221]	189 [153,217]	.295
ปริมาตรก้อนเลือด (มิลลิลิตร), มัธยฐาน [IQR]	50.1 [26,95]	55.7 [31,104]	24.3 [10,50]	<.001
ตำแหน่งใต้เทนทอเรียม, n (ร้อยละ)	22 (12.2)	18 (12.3)	4 (11.8)	1.000
ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH), n (ร้อยละ)	155 (86.1)	133 (91.1)	22 (64.7)	<.001
การเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมอง midline shift (มิลลิเมตร), มัธยฐาน [IQR]	8 [0.5,13]	9 [3,13]	3 [0,7]	<.001
ระดับน้ำตาลแรกรับ (มิลลิกรัม/เดซิลิตร), มัธยฐาน [IQR]	168 [137,208]	171 [138,223]	136 [117,176]	.001
ICH score, มัธยฐาน [IQR]	3 [2,3]	—	—	—

เปรียบเทียบตัวแปรต่อเนื่องด้วย Mann–Whitney U test และตัวแปรกลุ่มด้วย Fisher’s exact test หรือ chi-square test; IQR = พิสัยระหว่างควอร์ไทล์, GCS = Glasgow Coma Scale, IVH = ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง; ประวัติยาต้านเกล็ดเลือด (antiplatelet) และยาต้านการแข็งตัวของเลือด (anticoagulant) เป็นยาคนละกลุ่มกัน ตัวเลขที่แสดงคือ จำนวนผู้ป่วยที่มีบันทึกการใช้ยาในเวชระเบียน ทั้งนี้ ระบบบันทึกข้อมูลไม่สามารถแยกกรณี “ไม่ได้ใช้ยา” ออกจากกรณี “ไม่มีการบันทึก” ได้ จึงนำเสนอเป็นข้อมูลเชิงพรรณนาเท่านั้น และไม่นำตัวแปรประวัติการใช้ยาต้านการแข็งตัวของเลือดเข้าสู่แบบจำลอง

อัตราการเสียชีวิตและความครบถ้วนของข้อมูล

อัตราการเสียชีวิตในโรงพยาบาลภายใน 30 วัน เท่ากับร้อยละ 81.1 (146 จาก 180 ราย) ซึ่งสูงกว่าที่รายงานในผู้ป่วยภาวะเลือดออกในสมองในหอผู้ป่วยทั่วไปสอดคล้องกับความรุนแรง ของประชากรที่ศึกษา ในด้านความครบถ้วนของข้อมูล ตัวแปรส่วนใหญ่ มีข้อมูลครบถ้วน ยกเว้นระดับน้ำตาลในเลือดที่มีข้อมูล สูญหายร้อยละ 12.8 จึงดำเนินการวิเคราะห์ความไวด้วย วิธี MICE และปริมาตรก้อนเลือด ที่มีข้อมูลสูญหาย 1 ราย

(ร้อยละ 0.6) ซึ่งเป็นเหตุให้การวิเคราะห์พหุตัวแปรแบบ complete-case มีขนาดตัวอย่าง 179 ราย ส่วนประวัติ การใช้ยาต้านการแข็งตัวของเลือด พบผู้ที่มีบันทึก การใช้ยา 11 ราย (ร้อยละ 6.1) แต่เนื่องจากเวชระเบียน ไม่สามารถแยกกรณีที่ไม่ได้ใช้ยาออกจากกรณีที่ไม่มีการบันทึกได้ ผู้วิจัยจึงไม่นำตัวแปรนี้เข้าสู่แบบจำลอง ดังนั้นจากตัวแปรอิสระที่กำหนดไว้ล่วงหน้า 9 ตัวแปร จึงนำเข้าวิเคราะห์ได้จริง 8 ตัวแปร

ปัจจัยที่สัมพันธ์กับการเสียชีวิต

ในการวิเคราะห์รายตัวแปรด้วย Firth's penalized logistic regression ตัวแปรที่สัมพันธ์กับการเสียชีวิตอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่ คะแนน GCS ที่ต่ำ ปริมาตรก้อนเลือดที่มาก การเคลื่อนของ

แนวกึ่งกลางสมองที่มาก ระดับน้ำตาลแรกรับที่สูง และการมีภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) โดยภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) เป็นปัจจัยเดียวที่มีความสัมพันธ์แรงที่สุด (OR 5.49; 95% CI 2.25–13.50) รายละเอียดแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 การวิเคราะห์ความสัมพันธ์รายตัวแปรกับการเสียชีวิตภายใน 30 วัน

ตัวแปร	OR	95% CI	p-value
อายุ (ต่อ 10 ปี)	1.01	0.77–1.32	.923
GCS (ต่อ 1 คะแนน)	0.83	0.75–0.92	<.001
ความดันโลหิตตัวบน (ต่อ 10 มิลลิเมตรปรอท)	1.05	0.95–1.16	.316
ปริมาตรก้อนเลือด (ต่อ 10 มิลลิลิตร)	1.22	1.10–1.40	<.001
การเคลื่อนของแนวกึ่งกลางสมอง midline shift (ต่อ 1 มิลลิเมตร)	1.13	1.06–1.23	<.001
ระดับน้ำตาลแรกรับ (ต่อ 10 มิลลิกรัม/เดซิลิตร)	1.13	1.03–1.26	.005
ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) (มี เทียบกับ ไม่มี)	5.49	2.25–13.50	<.001
ตำแหน่งใต้เทนอนรีม (ใช่ เทียบกับ ไม่ใช่)	0.98	0.35–3.31	.965

วิเคราะห์ด้วย Firth's penalized logistic regression พร้อมช่วงความเชื่อมั่นแบบ profile-likelihood; OR = odds ratio, CI = confidence interval

เมื่อวิเคราะห์พหุตัวแปรด้วยแบบจำลองหลักที่กำหนดไว้ล่วงหน้า 5 ตัวแปร ($n = 179$) ปัจจัยที่สัมพันธ์กับการเสียชีวิตอย่างมีนัยสำคัญและเป็นอิสระต่อกัน ได้แก่ ปริมาตรก้อนเลือด (adjusted OR 1.22 ต่อทุก 10 มิลลิลิตร; 95% CI 1.08–1.43) การมีภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) (adjusted OR 3.87; 95%

CI 1.51–10.04) และคะแนน GCS ที่ต่ำ (adjusted OR 0.88 ต่อทุก 1 คะแนน; 95% CI 0.79–0.99) ในขณะที่อายุ และตำแหน่งใต้เทนอนรีมไม่มีความสัมพันธ์อิสระแบบจำลองมีความสามารถในการจำแนก อยู่ในระดับดี (AUC = 0.807) และค่า variance inflation factor ของทุกตัวแปรน้อยกว่า 1.2 (ตารางที่ 3)

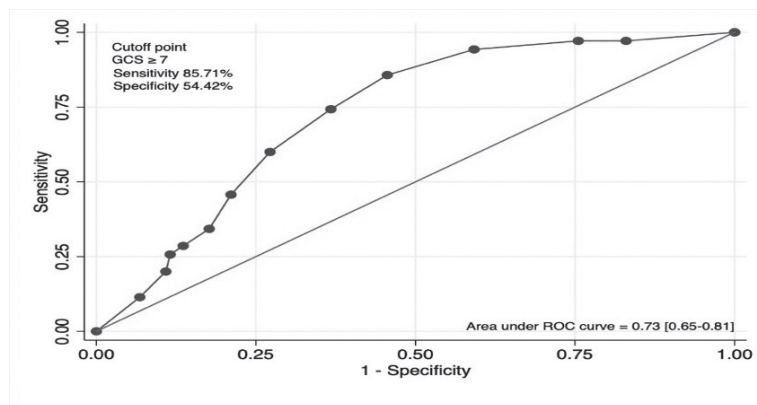
ตารางที่ 3 การวิเคราะห์พหุตัวแปรของแบบจำลองหลักด้วย Firth's penalized logistic regression

ตัวแปร	Adjusted OR (95% CI)	p-value
อายุ (ต่อ 10 ปี)	1.04 (0.77–1.39)	.817
GCS (ต่อ 1 คะแนน)	0.88 (0.79–0.99)	.029
ปริมาตรก้อนเลือด (ต่อ 10 มิลลิลิตร)	1.22 (1.08–1.43)	.001
ภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH)	3.87 (1.51–10.04)	.005
ตำแหน่งใต้เทนอนรีม	1.94 (0.60–7.45)	.276

แบบจำลองหลักกำหนดตัวแปรไว้ล่วงหน้า 5 ตัวแปร ($n = 179$; AUC = 0.807; VIF ทุกตัวแปร <1.2) วิเคราะห์แบบ complete-case โดยตัดผู้ป่วย 1 ราย ที่ไม่มีข้อมูลปริมาตรก้อนเลือด; adjusted OR = อัตราส่วนโอกาสที่ปรับแล้ว, CI = confidence interval

ในการวิเคราะห์เชิงสำรวจที่เพิ่มตัวแปรที่ละตัวเข้าสู่แบบจำลองหลัก ไม่พบวาระดับน้ำตาลในเลือด (adjusted OR 1.06; $p = .187$) ความดันโลหิตตัวบน (adjusted OR 1.01; $p = .928$) หรือการเคลื่อนไหวของแขนงกลางสมอง (adjusted OR 1.06; $p = .305$) มีความสัมพันธ์อิสระ หลังปรับความรุนแรงของโรค โดยเฉพาะระดับน้ำตาลซึ่งสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ ในการวิเคราะห์รายตัวแปร แต่ความสัมพันธ์ลดลงจนไม่มีนัยสำคัญเมื่อปรับความรุนแรง ซึ่งอาจสะท้อนว่าความสัมพันธ์ดังกล่าวเกี่ยวข้องกับความรุนแรงของโรคที่เป็นตัวแปรร่วม ทั้งนี้ไม่สามารถสรุปได้จากแบบจำลองนี้ว่าเป็นความสัมพันธ์แบบตัวแปรส่งผ่าน (mediation) หรือเป็นผลจากตัวแปรกวน (confounding)

จากการวิเคราะห์เส้นโค้ง ROC (receiver operating characteristic curve) เพื่อประเมินความสามารถของคะแนนระดับความรู้สึกตัว Glasgow Coma Scale (GCS) ในการทำนายโอกาสรอดชีวิต (survival probability) พบว่าความสามารถในการจำแนกผู้ป่วยอยู่ในระดับที่ยอมรับได้ โดยมีความพื้นที่ใต้โค้ง (area under ROC curve: AUC) เท่ากับ 0.73 (ช่วงความเชื่อมั่น 95% อยู่ที่ 0.65–0.81) ทั้งนี้ จากการพิจารณาหาจุดตัด (cut-off point) ที่เหมาะสมที่สุดสำหรับการทำนายโอกาสรอดชีวิต คือ คะแนน GCS ตั้งแต่ 7 คะแนนขึ้นไป ($GCS \geq 7$) ซึ่ง ณ จุดตัดดังกล่าว เครื่องมือมีความไว (sensitivity) ในการจำแนกที่ร้อยละ 85.7 และมีความจำเพาะ (specificity) ที่ร้อยละ 54.4 (ภาพที่ 1)



ภาพที่ 1 การวิเคราะห์เส้นโค้ง ROC (receiver operating characteristic) ของคะแนน Glasgow Coma Scale (GCS) เพื่อหาจุดตัด (cut-off point) ในการทำนายโอกาสรอดชีวิต

การวิเคราะห์ความไว

การวิเคราะห์ความไว 3 รูปแบบ ให้ผลสอดคล้องกับแบบจำลองหลัก ได้แก่ (1) การเติมค่าระดับน้ำตาลที่สูญหายด้วยวิธี MICE จำนวน 20 ชุด ซึ่งให้ผลไม่แตกต่าง จากการวิเคราะห์เฉพาะข้อมูลครบถ้วน; (2) การคัดผู้ป่วยที่มีคำสั่งจำกัดการรักษาตั้งแต่แรกเริ่ม (early treatment-limitation order คือ

การจำกัด/ไม่เพิ่มระดับการรักษาแบบประคับประคอง 53 ราย และคำสั่งไม่กู้ชีพ 13 ราย) ออก 66 ราย (คงเหลือ 113 ราย เมื่อวิเคราะห์แบบ complete-case) ซึ่งปริมาตรก่อนเลือดและภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) ยังคงสัมพันธ์ อย่างมีนัยสำคัญ ในขณะที่ความสัมพันธ์ของ GCS ลดลง จนไม่มีนัยสำคัญ (adjusted OR 0.92; $p = .219$) บ่งชี้ว่าความสัมพันธ์

ของ GCS ส่วนหนึ่ง อาจเกี่ยวข้องกับการตัดสินใจเรื่องเป้าหมายการรักษา; และ (3) การคัดผู้ป่วย 7 รายที่พบความไม่สอดคล้องของข้อมูลออก ซึ่งผลไม่เปลี่ยนแปลงจากแบบจำลองหลัก

นอกจากนี้ การวิเคราะห์เชิงสำรวจภายหลังพบว่า ผู้ป่วยที่มีคำสั่งจำกัดการรักษาตั้งแต่แรกเริ่ม (early treatment-limitation order) จำนวน 66 ราย มีความรุนแรงของโรคสูงกว่ากลุ่มที่ไม่มี (114 ราย) อย่างชัดเจน โดยมีคะแนน GCS ต่ำกว่า (มัธยฐาน 5 เทียบกับ 8) ปริมาตรก้อนเลือดมากกว่า ได้รับการผ่าตัดในสัดส่วนน้อยกว่ามาก (ร้อยละ 3.0 เทียบกับ 58.8) และมีอัตราการเสียชีวิตภายใน 30 วัน เกือบทั้งหมด (ร้อยละ 98.5 เทียบกับ 71.1) ในขณะที่อายุไม่แตกต่างกัน บ่งชี้ว่าการตัดสินใจจำกัดการรักษาสัมพันธ์ กับความรุนแรงของโรคตั้งแต่แรกเริ่ม มิใช่อายุ ทั้งนี้ควรตีความอย่างระมัดระวังเนื่องจากการวิเคราะห์เชิงสำรวจ

วิจารณ์

การศึกษานี้พบว่า อัตราการเสียชีวิตในโรงพยาบาลภายใน 30 วัน ของผู้ป่วยภาวะเลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลันในหอผู้ป่วยวิกฤต ศัลยกรรมประสาทสูงถึง ร้อยละ 81.1 ซึ่งสูงกว่าค่าที่รายงานในระดับประเทศจากระบบคลังข้อมูลสุขภาพ (Health Data Center) ที่รายงานอัตราการเสียชีวิตของผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมองแตก (รหัส I60-I62) ประมาณร้อยละ 20.4 ในภาพรวมของประเทศ และร้อยละ 27.7 ในเขตสุขภาพที่เกี่ยวข้อง¹³ รวมทั้งสูงกว่าการศึกษาในผู้ป่วยภาวะเลือดออกในสมองที่ครอบคลุมทุกหอผู้ป่วย^{14,15} ความแตกต่างนี้อธิบายได้จากการที่ประชากรในการศึกษานี้เป็นผู้ป่วยที่มีความรุนแรงของโรคสูงเป็นพิเศษ โดยมีคะแนน GCS มัธยฐานเพียง 7 คะแนน ปริมาตรก้อนเลือดมัธยฐาน 50.1 มิลลิลิตร และพบภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) ถึงร้อยละ 86.1 สะท้อนการคัดกรองผู้ป่วยเข้าสู่หอผู้ป่วยวิกฤต

ศัลยกรรม-ประสาท ซึ่งเป็นกลุ่มที่มีพยากรณ์โรคไม่ดีตั้งแต่แรกเริ่ม

ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์อิสระกับการเสียชีวิตในการศึกษานี้ ได้แก่ ปริมาตรก้อนเลือด การมีภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) และคะแนน GCS ที่ต่ำ ซึ่งล้วนเป็นองค์ประกอบหลักของคะแนนพยากรณ์โรคที่ใช้กันแพร่หลาย เช่น ICH score¹² ปริมาตรก้อนเลือดที่เพิ่มขึ้นสัมพันธ์กับการเพิ่มขึ้นของโอกาสเสียชีวิตอย่างต่อเนื่อง (ทุก 10 มิลลิลิตร เพิ่ม odds ร้อยละ 22) สอดคล้องกับบทบาทของปริมาตรก้อนเลือดในการทำนายผลลัพธ์ ที่พบในการศึกษาก่อนหน้า⁴ ในทำนองเดียวกัน การมีภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) เป็นปัจจัยเดียวที่มีความสัมพันธ์แรงที่สุด ในการวิเคราะห์รายตัวแปร และยังคงเป็นปัจจัยอิสระในแบบจำลองพหุตัวแปร ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาในประชากรเอเชียและการพัฒนาแบบประเมินพยากรณ์โรคที่ผนวกภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) เข้าไว้^{16,17} ผลนี้สนับสนุนความสำคัญ ของการประเมินปริมาตรก้อนเลือด และภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) จากภาพเอกซเรย์คอมพิวเตอร์สมองตั้งแต่แรกเริ่ม ในการจำแนกผู้ป่วยที่มีความเสี่ยงสูง

คะแนน GCS ที่ต่ำเป็นปัจจัยอิสระที่สัมพันธ์กับการเสียชีวิตเช่นกัน อย่างไรก็ตาม การวิเคราะห์ความไว โดยคัดผู้ป่วยที่มีคำสั่งจำกัดการรักษาตั้งแต่แรกเริ่ม (early treatment-limitation order) ออกพบว่าความสัมพันธ์ของ GCS ลดลง จนไม่มีนัยสำคัญ (adjusted OR 0.92; p = .219) ในขณะที่ปริมาตรก้อนเลือดและภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง (IVH) ยังคงมีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ ประกอบกับการวิเคราะห์เชิงสำรวจที่พบว่าผู้ป่วยที่มีคำสั่งจำกัดการรักษาตั้งแต่แรกเริ่มมีคะแนน GCS ต่ำกว่า และมีอัตราการเสียชีวิตเกือบทั้งหมด (ร้อยละ 98.5) ผลเหล่านี้ชี้ให้เห็นว่า ความสัมพันธ์ระหว่าง GCS ที่ต่ำกับการเสียชีวิตส่วนหนึ่งอาจเกิดผ่านการตัดสินใจ

เรื่องเป้าหมายการรักษา มิใช่เป็นผลทางชีวภาพของ ความรุนแรงเพียงอย่างเดียว การตีความ GCS ในฐานะ ปัจจัยพยากรณ์ จึงควรคำนึงถึงบริบทของการตัดสินใจ ทางคลินิก และการสื่อสารกับครอบครัวด้วย¹ ซึ่งเป็น ประเด็นที่มักไม่ได้รับการพิจารณาในการศึกษาปัจจัย พยากรณ์โดยทั่วไป

ตัวแปรบางตัวที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัย สำคัญในการวิเคราะห์รายตัวแปรกลับไม่มีความสัมพันธ์ อิสระเมื่อปรับความรุนแรงของโรค โดยเฉพาะระดับ น้ำตาลในเลือดแรกเริ่ม และการเคลื่อนไหวของแขนงกลาง สมอง สำหรับระดับน้ำตาลในเลือด แม้การศึกษา ก่อนหน้าจะรายงานความสัมพันธ์กับผลลัพธ์ที่ไม่ดี^{5,18} แต่ในการศึกษานี้ความสัมพันธ์ลดลงจนไม่มีนัยสำคัญ เมื่อปรับความรุนแรง ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐานที่ว่า ภาวะน้ำตาลในเลือดสูงแรกเริ่มอาจเป็นการตอบสนอง ต่อความรุนแรงของโรค (stress response) มากกว่า เป็นปัจจัยเชิงสาเหตุที่เป็นอิสระ อย่างไรก็ตาม การลดลง ของค่าประมาณภายหลังการปรับตัวแปรเพียง อย่างเดียว ยังไม่เพียงพอที่จะแยกกลไกการเป็นตัวแปร ส่งผ่านออกจากการเป็นตัวแปรกวนได้ การยืนยันจำเป็นต้องอาศัยการวิเคราะห์ตัวแปรคั่นกลาง (mediation analysis) อย่างเป็นระบบ ในทำนองเดียวกัน การเคลื่อนไหว ของแขนงกลางสมองซึ่งเป็นเครื่องหมายของผลกระทบ เชิงมวล (mass effect) มีความสัมพันธ์ในการวิเคราะห์ รายตัวแปร¹⁹ แต่สูญเสียความสำคัญเมื่ออยู่ร่วมกับ ปริมาตรก้อนเลือดในแบบจำลอง สะท้อนภาวะร่วมของ ตัวแปร ทั้งสองซึ่งวัดพยาธิสภาพเดียวกัน ส่วนอายุและ ความดันโลหิตตัวบนไม่มีความสัมพันธ์อิสระ ในประชากรวิกฤตกลุ่มนี้ อาจเนื่องจากช่วงความรุนแรง ของโรคที่แคบและสูงเป็นส่วนใหญ่

จุดแข็งของการศึกษานี้ คือ การกำหนด ตัวแปรอิสระและแบบจำลองไว้ล่วงหน้า การใช้ Firth's penalized logistic regression ซึ่งเหมาะสมกับข้อมูล ที่มีสัดส่วนผลลัพธ์ไม่สมดุลและมีปัญหา separation¹⁰

การควบคุมจำนวนพารามิเตอร์ต่อจำนวนเหตุการณ์^{6,7} และการตรวจสอบความคงทนของผล ด้วยการวิเคราะห์ ความไวหลายรูปแบบ รวมถึงการจัดการข้อมูล สูญหายด้วย MICE อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้มีข้อจำกัด หลายประการ ประการแรก เป็นการศึกษาย้อนหลัง ในสถาบันเดียว ทำให้ผลสามารถอ้างอิงได้เฉพาะ กับผู้ป่วยที่มีความรุนแรงถึงระดับที่ต้องเข้ารับการดูแล ในหอผู้ป่วยวิกฤตศัลยกรรมประสาท; ประการที่สอง การมีสัดส่วนผู้ป่วยที่มีคำสั่งจำกัดการรักษาตั้งแต่ แรกเริ่มสูงถึง ร้อยละ 36.7 อาจก่อให้เกิดอคติจาก การเลือกวิธีการรักษา (treatment-selection bias) กล่าวคือ การประเมินว่าผู้ป่วยมีพยากรณ์โรคไม่ดี ตั้งแต่แรกเริ่ม อาจนำไปสู่การจำกัดระดับการรักษา และ ส่งผลให้ผู้ป่วยเสียชีวิตจริงในลักษณะการพยากรณ์ ที่เป็นจริงด้วยตนเอง (self-fulfilling prophecy) ความสัมพันธ์ที่พบโดยเฉพาะของคะแนน GCS จึงมิได้ สะท้อนเฉพาะกลไกทางชีววิทยาของโรค แต่รวมถึง กระบวนการตัดสินใจทางคลินิกด้วย ดังที่ปรากฏ ในผลการวิเคราะห์ความไว; ประการที่สาม การศึกษานี้ ครอบคลุมเฉพาะผู้ป่วยที่เข้ารับการรักษานในหอผู้ป่วย วิกฤตศัลยกรรมประสาท ซึ่งเป็นกลุ่มที่ผ่านการคัดกรอง ความรุนแรงมาแล้ว จึงเกิดข้อจำกัดด้านการเลือก กลุ่มตัวอย่าง (selection) และไม่สามารถนำผล ไปประยุกต์กับผู้ป่วยภาวะเลือดออกในสมองทั้งหมด โดยเฉพาะผู้ป่วยที่มีความรุนแรงน้อยซึ่งรับไว้ในหอผู้ป่วยสามัญ อัตราการเสียชีวิต ร้อยละ 81.1 จึงเป็นค่าเฉพาะบริบทของหอผู้ป่วยวิกฤต มิใช่ค่า ของโรคโดยรวม; ประการที่สี่ ระบบบันทึกข้อมูล ของเวชระเบียนไม่สามารถแยกกรณีที่ผู้ป่วยไม่ได้ ใช้ยาต้านการแข็งตัวของเลือด ออกจากกรณีที่ไม่มี การบันทึกข้อมูลได้ผู้วิจัยจึงไม่นำตัวแปรนี้เข้าสู่ แบบจำลอง ทำให้จากตัวแปรอิสระที่กำหนดไว้ล่วงหน้า 9 ตัวแปร สามารถนำเข้าวิเคราะห์ได้จริง 8 ตัวแปร และ ยังคงมีโอกาสเกิดอิทธิพลของตัวแปรกวนที่หลงเหลือ

(residual confounding) จากปัจจัยดังกล่าว; ประการที่ห้าผลลัพธ์ที่ศึกษาเป็นการเสียชีวิตในโรงพยาบาล ผู้ป่วยที่จำหน่ายกลับบ้านขณะยังมีชีวิตและเสียชีวิต ภายหลังจึงไม่ถูกนับรวม ซึ่งในบริบทของประเทศไทย ที่ญาติอาจขอรับผู้ป่วยระยะสุดท้ายกลับไปดูแลที่บ้าน อาจทำให้อัตราการเสียชีวิตที่แท้จริงภายใน 30 วัน สูงกว่าที่รายงาน; และประการที่หก เวชระเบียน มิได้บันทึกช่วงเวลาของการประเมินและการตัดสินใจ บางรายการอย่างเป็นระบบ

สรุป

ปริมาตรก้อนเลือด การมีภาวะเลือดออกเข้าสู่โพรงสมอง และคะแนน GCS ที่ต่ำ เป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญและเป็นอิสระกับการเสียชีวิตในโรงพยาบาลภายใน 30 วัน ของผู้ป่วยภาวะเลือดออกในสมองชนิดปฐมภูมิเฉียบพลัน ในหอผู้ป่วยวิกฤตศัลยกรรมประสาท โดยแบบจำลองมีความสามารถในการจำแนกอยู่ในระดับดี ($AUC = 0.807$; AUC ที่แก้ค่าความเอนเอียงแล้วเท่ากับ 0.779) และมีความสอดคล้องของค่าที่ทำนายกับค่าที่สังเกตได้อยู่ในเกณฑ์ดี ปัจจัยเหล่านี้สามารถประเมินได้ตั้งแต่แรกเริ่ม และมีประโยชน์ต่อการจำแนกผู้ป่วยที่มีความเสี่ยงสูง การวางแผนการดูแล และการสื่อสารกับครอบครัว อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษานี้เป็นการแสดงความสัมพันธ์ มิใช่แบบจำลองทำนายที่ผ่านการตรวจสอบความตรงจากข้อมูลภายนอก ทั้งนี้ควรตีความคะแนน GCS อย่างระมัดระวัง เนื่องจากความสัมพันธ์กับการเสียชีวิตส่วนหนึ่งอาจเกี่ยวข้องกับการตัดสินใจเรื่องเป้าหมายการรักษา

เอกสารอ้างอิง

1. Greenberg SM, Ziai WC, Cordonnier C, Dowlathshahi D, Francis B, Goldstein JN, et al. 2022 guideline for the management of patients with spontaneous intracerebral hemorrhage: A guideline from the American Heart Association/American Stroke Association. *Stroke*. 2022;53(7):e282–e361. doi: 10.1161/STR.0000000000000407.
2. Feigin VL, Abate MD, Abate YH, Abd EL-Hafeez S, Abd-Allah F, Abdelalim A, et al. Global, regional, and national burden of stroke and its risk factors, 1990–2021: A systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2021. *Lancet Neurol*. 2024;23(10):973–1003. doi: 10.1016/S1474-4422(24)00369-7.
3. Fernando SM, Qureshi D, Talarico R, Tanuseputro P, Dowlathshahi D, Sood MM, et al. Intracerebral hemorrhage incidence, mortality, and association with oral anticoagulation use: A population study. *Stroke*. 2021;52(5):1673–81. doi: 10.1161/STROKEAHA.120.032550.
4. Ironside N, Chen CJ, Dreyer V, Christophe B, Buell TJ, Connolly ES. Location-specific differences in hematoma volume predict outcomes in patients with spontaneous intracerebral hemorrhage. *Int J Stroke*. 2020;15(1):90–102. doi: 10.1177/1747493019830589.

5. Béjot Y, Aboa-Eboulé C, Hervieu M, Jacquin A, Osseby GV, Rouaud O, et al. The deleterious effect of admission hyperglycemia on survival and functional outcome in patients with intracerebral hemorrhage. *Stroke*. 2012;43(1):243–5. doi: 10.1161/STROKEAHA.111.632950.
6. Riley RD, Ensor J, Snell KIE, Harrell FE Jr, Martin GP, Reitsma JB, et al. Calculating the sample size required for developing a clinical prediction model. *BMJ*. 2020;368:m441. doi: 10.1136/bmj.m441.
7. Peduzzi P, Concato J, Kemper E, Holford TR, Feinstein AR. A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. *J Clin Epidemiol*. 1996;49(12):1373–9. doi: 10.1016/s0895-4356(96)00236-3.
8. Lynn MR. Determination and quantification of content validity. *Nurs Res*. 1986;35(6):382–5.
9. Polit DF, Beck CT. The content validity index: are you sure you know what's being reported? Critique and recommendations. *Res Nurs Health*. 2006;29(5):489–97. doi: 10.1002/nur.20147.
10. Firth D. Bias reduction of maximum likelihood estimates. *Biometrika*. 1993;80(1):27–38. doi: 10.1093/biomet/80.1.27
11. Heinze G, Schemper M. A solution to the problem of separation in logistic regression. *Stat Med*. 2002;21(16):2409–19. doi: 10.1002/sim.1047.
12. Hemphill JC 3rd, Bonovich DC, Besmertis L, Manley GT, Johnston SC. The ICH score: A simple, reliable grading scale for intracerebral hemorrhage. *Stroke*. 2001;32(4):891–7. doi: 10.1161/01.str.32.4.891.
13. ระบบคลังข้อมูลสุขภาพ (Health Data Center: HDC) กระทรวงสาธารณสุข. รายงานอัตราการเสียชีวิตของผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง (I60–I62) ปีงบประมาณ 2569 [อินเทอร์เน็ต]. 2569 [เข้าถึงเมื่อ 14 สิงหาคม 2569]; เข้าถึงได้จาก: URL: <https://hdcservice.moph.go.th>
14. Chongruksut W, Limpastan K, Jetjumnong C, Watcharasaksilp W, Vaniyapong T, Norasetthada T, et al. Age as a prognostic factor of 30-day mortality in hemorrhagic stroke patients: A Thai large tertiary care referral center. *Asian J Surg*. 2020;43(10):991–5. doi: 10.1016/j.asjsur.2019.11.010.
15. Champawong K, Thaloengsok S, Kajai C. Prognosis factors for in-hospital mortality in spontaneous intracerebral hemorrhage. *Greater Mekong Subreg Med J*. 2024;4(2):47–62.
16. Lim MJR, Neo AYY, Singh GD, Liew YST, Rajendram MF, Tan MWX, et al. The evaluation of prognostic scores in spontaneous intracerebral hemorrhage in an Asian population: A retrospective study. *J Stroke Cerebrovasc Dis*. 2020;29(12):105360. doi: 10.1016/j.jstrokecerebrovasdis.2020.105360.

17. Duangthongphon P, Kitkhuandee A, Kasemsiri P, Limwattananon P, Phankhongsab A. Development and validation of an improved ICH score: integrating clinical and radiographic parameters for enhanced prediction of 30-day mortality in spontaneous intracerebral hemorrhage [Epub ahead of print]. *Brain Hemorrhages*. 2025.
18. Zheng J, Yu Z, Ma L, Guo R, Lin S, You C, et al. Association between blood glucose and functional outcome in intracerebral hemorrhage: A systematic review and meta-analysis. *World Neurosurg*. 2018;114:e756–65. doi: 10.1016/j.wneu.2018.03.077.
19. Yang WS, Li Q, Li R, Liu QJ, Wang XC, Zhao LB, et al. Defining the optimal midline shift threshold to predict poor outcome in patients with supratentorial spontaneous intracerebral hemorrhage. *Neurocrit Care*. 2018;28(3):314–21. doi: 10.1007/s12028-017-0483-7.

การพัฒนาศูนย์คุณภาพการดูแลผู้ป่วยโรคไตเรื้อรัง: ผลลัพธ์จากคลินิกโรคไตเรื้อรังของโรงพยาบาลโพธาราม

Improving the Quality of Care for Chronic Kidney Disease Patients: Outcomes from Photharam Hospital's CKD Clinic

ณตพล คุ่มศิริ พ.บ.,
วว. อายุรศาสตร์โรคไต
กลุ่มงานอายุรกรรม
ประทุมพร รุจิเจริญวรรณ พย.ม.,
หน่วยไตเทียม
โรงพยาบาลโพธาราม
จังหวัดราชบุรี

Natapol Khumsiri M.D.,
Dip., Thai Board of Nephrology
Department of Medicine
Pratumporn Rujijaroenwan M.N.S.,
Hemodialysis Unit
Photharam Hospital
Ratchaburi

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: ศึกษาเปรียบเทียบผลลัพธ์ทางคลินิก ของผู้ป่วยก่อนและหลังเข้ารับการรักษาที่คลินิกโรคไตเรื้อรัง

วิธีการศึกษา: การศึกษาแบบย้อนหลังโดยรวบรวมข้อมูลผู้ป่วยก่อนการจัดตั้งคลินิกและหลังจัดตั้งคลินิก เพื่อเปรียบเทียบผลลัพธ์ทางคลินิก ได้แก่ อัตราการลดลงของการทำงานของไต, จำนวนผู้ป่วยที่มีค่าการทำงานของไตลดลงมากกว่า 5 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร/ปี, จำนวนครั้งที่เกิดโพแทสเซียมสูงผิดปกติ, ระดับน้ำตาล, ระดับอัลบูมิน, และจำนวนผู้ป่วยที่ฟอกเลือดโดยไม่เตรียมการ

ผลการศึกษา: ผู้ป่วย 410 ราย อายุเฉลี่ย 68.77 ± 12.49 ปี ก่อนการจัดตั้งคลินิกอัตราการลดลงของการทำงานของไตเฉลี่ย -3.54 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร/ปี และหลังจัดตั้งคลินิก -2.49 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร/ปี (p-value .36) จำนวนผู้ป่วยที่มีการทำงานของไตลดลงมากกว่า 5 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร/ปี ร้อยละ 36.4 ก่อนจัดตั้งคลินิก และร้อยละ 32.7 หลังจัดตั้งคลินิก (p-value .29) ระดับน้ำตาลในเลือดค่ามัธยฐาน (พิสัยระหว่างควอร์ไทล์) 126 (101, 169) และ 131 (106, 168) มิลลิกรัม/เดซิลิตร (p-value .35) ระดับอัลบูมินเฉลี่ย 3.62 ± 0.56 และ 3.52 ± 0.68 กรัม/เดซิลิตร (p-value .14) ระดับฮีโมโกลบินเฉลี่ย 10.80 ± 2.29 และ 9.84 ± 2.06 กรัม/เดซิลิตร (p-value < .001) อัตราการเกิดภาวะโพแทสเซียมสูงผิดปกติ ร้อยละ 4.7 และ 6.6 (p-value .18) สัดส่วนผู้ป่วยที่ฟอกเลือดโดยไม่เตรียมการ ร้อยละ 67.7 และ 37.3 (p-value .001)

สรุป: การศึกษาผลลัพธ์ของการจัดตั้งคลินิกโรคไตในโรงพยาบาลโพธาราม พบว่ามีแนวโน้มเชิงคลินิกที่ดีในการชะลออัตราการเสื่อมของการทำงานของไตให้ช้าลงแม้ว่าจะยังไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อีกทั้งยังสามารถลดจำนวนผู้ป่วยที่ฟอกเลือดโดยไม่เตรียมการได้อย่างมีประสิทธิภาพ อย่างไรก็ตามยังคงมีปัญหาภาวะแทรกซ้อนสำคัญโดยเฉพาะภาวะโลหิตจางที่เป็นปัญหาท้าทาย ซึ่งต้องได้รับการพัฒนาปรับปรุงระบบการดูแลเพื่อยกระดับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยให้ดียิ่งขึ้นในอนาคต

คำสำคัญ: โรคไตเรื้อรัง คลินิกโรคไต การฟอกไต

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 389–398.

Abstract

Objective: To compare the clinical outcomes of patients before and after receiving treatment at the Chronic Kidney Disease Clinic

Methods: A retrospective study was conducted by collecting data from patients prior to and following the establishment of the clinic to compare clinical outcomes, including the rate of decline in kidney function, the number of patients with a decline greater than 5 mL/min/1.73 m²/year, the frequency of hyperkalemia, blood sugar, albumin, and the number of patients requiring unplanned dialysis.

Results: A total of 410 patients with an average age of 68.77 ± 12.49 years were included. The average rate of kidney function decline was -3.54 mL/min/1.73 m²/year before and -2.49 mL/min/1.73 m² year after the clinic's establishment (p-value .36). The percentage of patients with a decline greater than 5 mL/min/1.73 m²/year was 36.4% before and 32.7% after (p-value .29). Median (IQR) blood sugar levels before and after the clinic's establishment were 126 (101, 169) and 131(106, 168) mg/dL (p-value .35); mean albumin levels were 3.62 ± 0.56 and 3.52 ± 0.68 g/dL (p-value .14); while mean hemoglobin levels were 10.80 ± 2.29 and 9.84 ± 2.06 g/dL (p-value < .001). Hyperkalemia occurred in 4.7% and 6.6% (p-value .18); and the percentage of patients requiring unplanned dialysis was 67.7% and 37.3% before and after the clinic's establishment (p-value .001).

Conclusion: Evaluation of the CKD clinic at Photharam Hospital revealed a favorable clinical trend in slowing eGFR decline, despite a lack of statistical significance. The clinic also successfully decreased unplanned hemodialysis rates. Nevertheless, managing key complications especially anemia remains a challenge, highlighting the need for care system improvements to optimize future patient outcomes.

Keywords: chronic kidney disease, CKD clinic, hemodialysis

Received: 13 Mar, 2026; Revised: Apr 23, 2026; Accepted: Aug 4, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 389–398.

บทนำ

โรคไตเรื้อรัง (chronic kidney disease: CKD) เป็นปัญหาสุขภาพที่สำคัญของประเทศไทยในปัจจุบัน และมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง จากการศึกษาอุบัติการณ์และการดำเนินโรคไตเรื้อรังในประชากร¹ (Thai SEEK Study) แสดงให้เห็นว่าความชุกของโรคไตเรื้อรังในประเทศไทยสูงถึง ร้อยละ 17 คิดเป็นจำนวนผู้ป่วยถึง 10 ล้านราย สาเหตุส่วนใหญ่เกิดมาจากปัจจัยเสี่ยงหลายประการ² เช่น โรคเบาหวาน ความดันโลหิตสูง และพฤติกรรมการดำเนินชีวิตที่ไม่เหมาะสม โรคไตเรื้อรังมักจะไม่มีแสดงอาการหรือมีอาการน้อยในระยะเริ่มแรกทำให้ผู้ป่วยมักไม่รู้ตัวว่าตนเองกำลังเผชิญกับปัญหานี้ อาจทำให้โรคเข้าสู่ระยะรุนแรงและจำเป็นต้องได้รับการรักษาในขั้นตอนที่มีค่าใช้จ่ายสูง เช่น การฟอกไต นอกจากนี้ ยังส่งผลต่อคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยทำให้ไม่สามารถทำกิจกรรมประจำวันได้อย่างปกติ

ในการดูแลผู้ป่วยกลุ่มนี้ให้มีประสิทธิภาพนั้น สมาคมโรคไตได้ออกคำแนะนำเรื่องการดูแลผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังก่อนการบำบัดทดแทนไต³ ซึ่งมีขั้นตอนการรักษาซับซ้อนและต้องใช้บุคลากรหลายสาขาวิชาชีพร่วมกันดูแล ดังนั้นการจัดตั้งคลินิกโรคไตเรื้อรัง (CKD Clinic) จึงมีความสำคัญอย่างยิ่งโดยคลินิกนี้มีบทบาทสำคัญในการจัดการและดูแลผู้ป่วยมุ่งหวังเพื่อลดภาระการดูแลรักษาจากระบบสาธารณสุข เพิ่มคุณภาพชีวิตโดยเฉพาะอย่างยิ่งในกลุ่มผู้ป่วยที่มีความเสี่ยงสูง ดังนั้นโรงพยาบาลโพธารามจึงได้จัดตั้งคลินิกโรคไตเรื้อรังขึ้นมาใน พ.ศ. 2566 ภายในคลินิกจะมีการให้บริการแบบบูรณาการตั้งแต่การประเมินสุขภาพและความรุนแรงของโรค การวางแผนดูแลรักษา จนถึงติดตามผลอย่างใกล้ชิด โดยทีมสหวิชาชีพซึ่งประกอบด้วยอายุรแพทย์โรคไต พยาบาล เภสัชกร นักกายภาพบำบัดและนักโภชนาการ โดยร่วมมือกันในการสร้างแนวทางการดูแลที่มีประสิทธิภาพเน้นการประเมินและติดตามผู้ป่วยอย่างต่อเนื่องและให้คำปรึกษาเกี่ยวกับวิธีการดูแลสุขภาพที่เหมาะสม

นอกจากนี้ ยังมีการจัดอบรมให้ความรู้แก่ผู้ป่วยและครอบครัวเกี่ยวกับการดูแลและป้องกันโรคไตเรื้อรัง โดยการให้ความรู้และการมีส่วนร่วมในการดูแลช่วยให้ผู้ป่วยสามารถเข้าใจแนวทางการรักษาโรคได้ดีขึ้น

วัตถุประสงค์

หลังจากเปิดบริการคลินิกโรคไตเรื้อรัง ผู้วิจัยจึงมีเป้าหมายในการวิเคราะห์ข้อมูลและประเมินผลการดำเนินงาน ตามนโยบายของกระทรวงสาธารณสุขเพื่อแสดงให้เห็นถึงประสิทธิภาพในการดูแลผู้ป่วย ซึ่งจะช่วยให้โรงพยาบาลสามารถปรับปรุงการให้บริการได้อย่างต่อเนื่อง โดยนำผลการวิเคราะห์ไปใช้ในการวางแผนกลยุทธ์ในการดูแลผู้ป่วย ทั้งนี้ เพื่อให้เกิดประสิทธิภาพสูงสุดและปรับปรุงคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังอย่างยั่งยืน

วิธีการศึกษา

กระบวนการจัดตั้งคลินิกโรคไตเรื้อรังเริ่มจากบุคลากรในคลินิกได้รับมอบหมายหน้าที่ความรับผิดชอบในการดูแลผู้ป่วยตามความรับผิดชอบ โดยการดำเนินงานจะรวมถึงการรักษาและการให้ความรู้ตามแนวทางปฏิบัติที่กำหนด เช่น การตรวจวัดความดันโลหิต ระดับน้ำตาลในเลือด การติดตามการทำงานของไต การให้คำแนะนำเกี่ยวกับการดำเนินโรค การบริโภคอาหาร และการใช้ยาที่สำคัญรวมถึงการเตรียมตัวเข้าสู่การบำบัดทดแทนไต ผู้ป่วยแต่ละรายจะเข้าพบทีมสหวิชาชีพเป็นแบบรายบุคคล โดยเฉพาะอย่างยิ่งผู้ป่วยที่มีความผิดปกติในการดำเนินโรค เช่น ค่าการทำงานของไตลดลงอย่างรวดเร็ว การควบคุมระดับความดันโลหิตหรือระดับน้ำตาลไม่เป็นไปตามเกณฑ์และระดับเกลือแร่ในเลือดผิดปกติมาก จากนั้นผู้ป่วยจะถูกนัดติดตามการรักษาตามความจำเป็นทุก 1 ถึง 3 เดือน ข้อมูลการรักษาจะถูกบันทึกในเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ของโรงพยาบาลเพื่อการตรวจสอบและติดตามผลอย่างมีประสิทธิภาพ เกณฑ์การคัดเลือกผู้ป่วยเข้ารับการรักษา

ในคลินิก ได้แก่ ผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังระยะที่ 4 และ 5 หรือผู้ป่วยที่มีอัตราการการทำงานของไตลดลงเร็วผิดปกติโดยดุลยพินิจของแพทย์ผู้รักษา

สำหรับการรวบรวมข้อมูลเพื่อวิเคราะห์แบ่งการเก็บข้อมูลเปรียบเทียบระหว่างช่วงเวลาก่อนที่ผู้ป่วยเข้ารับการรักษาที่คลินิก (เมษายน พ.ศ. 2564–ธันวาคม พ.ศ. 2565) และหลังการจัดตั้งคลินิก (มกราคม พ.ศ. 2566–กันยายน พ.ศ. 2567) โดยใช้การศึกษาแบบพรรณน่าย้อนหลัง (retrospective descriptive study) เพื่อเปรียบเทียบผลลัพธ์ทางคลินิกที่สำคัญ ได้แก่ อัตราการลดลงของการทำงานของไต (glomerular filtration rate: eGFR) โดยการประเมินอัตราการการทำงานของไตในการศึกษานี้คำนวณโดยใช้สมการ CKD-EPI (Chronic Kidney Disease Epidemiology Collaboration) และนำมาหาอัตราการลดลงโดยวิธี linear mixed-effects model จำนวนผู้ป่วยที่มีค่า eGFR ลดลงมากกว่า 5 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร/ปี โดยคำนวณอัตราการลดลงของ eGFR ในผู้ป่วยแต่ละรายที่มีการตรวจค่าครีเอตินินอย่างน้อย 2 ครั้ง จำนวนครั้งที่เกิดโพแทสเซียมสูงผิดปกติ (hyperkalemia) ระดับน้ำตาล ระดับอัลบูมิน และจำนวนผู้ป่วยที่เข้ารับการบำบัดทดแทนไต (renal

replacement therapy: RRT) รวมถึงผู้ป่วยที่เข้ารับการฟอกเลือดแบบไม่เตรียมการ (unplanned dialysis) งานวิจัยได้รับการรับรองจริยธรรมจากคณะกรรมการด้านจริยธรรมเพื่อพิจารณาการศึกษาวิจัยในมนุษย์ โรงพยาบาลโพธาราม รหัสโครงการ 002/2568 วันที่ 28 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2568

ผลการศึกษา

ผู้ป่วยเมื่อแรกเข้ารับการรักษาที่คลินิกโรคไตเรื้อรังมีลักษณะพื้นฐานตามตารางที่ 1 โดยมีเพศชายรวม 205 ราย (ร้อยละ 50) และเพศหญิง 205 ราย (ร้อยละ 50) อายุเฉลี่ย 68.77 ± 12.49 ปี ค่าเฉลี่ยครีเอตินินและอัตราการการทำงานของไต (eGFR) เมื่อเข้าคลินิกครั้งแรกอยู่ที่ 2.62 ± 1.36 มิลลิกรัม/เดซิลิตร และ 26.38 ± 13.24 มิลลิกรัม/นาที/1.73 ตารางเมตรตามลำดับ ผู้ป่วยในโรคไตระยะต่าง ๆ มีดังนี้ ผู้ป่วยระยะ 3a จำนวน 38 ราย (ร้อยละ 9.3), ระยะ 3b จำนวน 90 ราย (ร้อยละ 22), ระยะ 4 จำนวน 199 ราย (ร้อยละ 48.5), และระยะ 5 จำนวน 83 ราย (ร้อยละ 20.2) นอกจากนี้ ผู้ป่วยมีโรคประจำตัวได้แก่โรคเบาหวาน 200 ราย (ร้อยละ 48.8) และโรคความดันโลหิตสูง 216 ราย (ร้อยละ 52.7)

ตารางที่ 1 ลักษณะพื้นฐานของผู้ป่วยเมื่อเข้าคลินิกโรคไตเรื้อรัง

ลักษณะ	ผลการศึกษา
เพศ (ราย)	
● ชาย	205 (ร้อยละ 50)
● หญิง	205 (ร้อยละ 50)
อายุ (ปี)	68.77 ± 12.49
ค่าครีเอตินิน (มิลลิกรัม/เดซิลิตร)	2.62 ± 1.36
ค่า eGFR (มิลลิกรัม/นาที/1.73 ตารางเมตร)	26.38 ± 13.24
CKD stage (ราย)	
● 3a	38 (ร้อยละ 9.3)
● 3b	90 (ร้อยละ 22)

แสดงข้อมูลเป็น ค่าเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (mean $\pm$ SD) หรือ จำนวน (ร้อยละ) ตามความเหมาะสม

ตารางที่ 1 ลักษณะพื้นฐานของผู้ป่วยเมื่อเข้าคลินิกโรคไตเรื้อรัง (ต่อ)

ลักษณะ	ผลการศึกษา
4 5	199 (ร้อยละ 48.5)
โรคเบาหวาน (ราย)	83 (ร้อยละ 20.2)
โรคความดันโลหิตสูง (ราย)	200 (ร้อยละ 48.8)
โรคความดันโลหิตสูง (ราย)	216 (ร้อยละ 52.7)

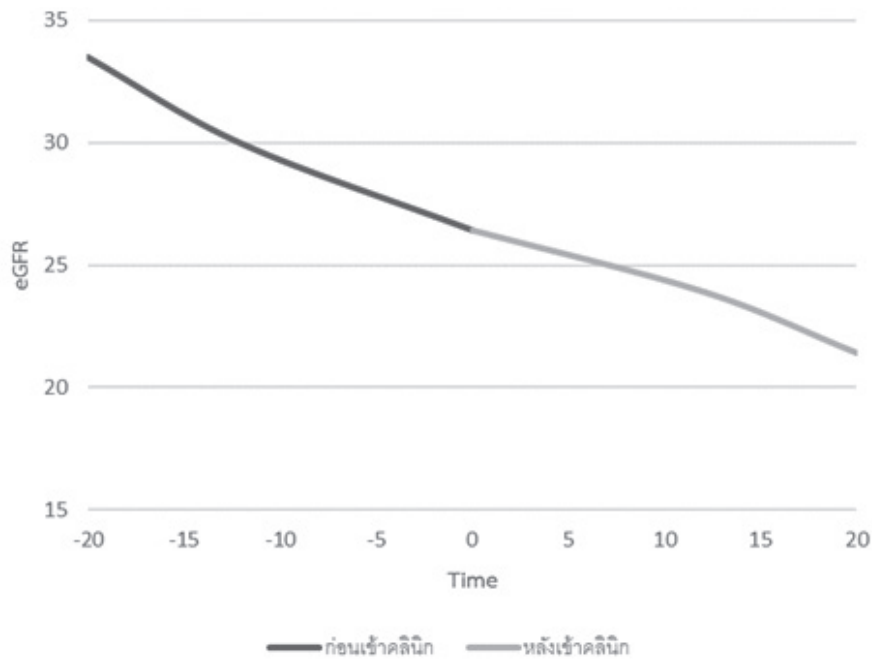
แสดงข้อมูลเป็น ค่าเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (mean $\pm$ SD) หรือ จำนวน (ร้อยละ) ตามความเหมาะสม

อัตราการลดลงของ eGFR ในช่วงก่อนเข้าคลินิกเมื่อคำนวณด้วยวิธี linear mixed-effects model ได้ เท่ากับ -0.29 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อเดือน หรือคิดเป็น -3.54 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อปี ในขณะที่อัตราการลดลงของ eGFR ในช่วงหลังเข้าคลินิกเท่ากับมีอัตราการลดลง -0.21 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อเดือนหรือ -2.49 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อปี และเมื่อเปรียบเทียบความชันไม่พบว่าพบว่ามีนัยยะทางสถิติ p-value = .36 ดังแสดงในตารางที่ 2 และภาพที่ 1

ตารางที่ 2 การวิเคราะห์อัตราการเปลี่ยนแปลงของค่า eGFR ก่อนและหลังเข้ารับการรักษาในคลินิกโรคไตเรื้อรัง ด้วยแบบจำลอง linear mixed-effects model

Predictors	Estimate	95% CI	SE	t	p-value
Fixed Effects					
จุดตัดแกน (ค่าเฉลี่ย eGFR ณ เริ่มคลินิก)	26.400	[25.43, 27.37]	0.493	53.53	<.001
เวลา (ความชันรายเดือน ช่วงก่อนเข้าคลินิก)	-0.295	[-0.34, -0.25]	0.022	-13.56	<.001
กลุ่ม * เวลา (การเปลี่ยนแปลงความชันหลังเข้าคลินิก)	+0.087	[-0.10, 0.27]	0.095	0.91	.361
Random Effects					
	Variance	SD			
Intercept	162.77	12.758			
Residual	106.52	10.321			

- อัตราการเปลี่ยนแปลงของ eGFR รายปี ช่วงก่อนเข้าคลินิกเท่ากับ -3.54 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตร/ปี (คำนวณจากค่าสัมประสิทธิ์เวลา $\times 12$ เดือน)
- อัตราการเปลี่ยนแปลงของ eGFR รายปี ช่วงหลังเข้าคลินิกเท่ากับ -2.49 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตร/ปี (คำนวณจาก [ค่าสัมประสิทธิ์เวลา+ค่าสัมประสิทธิ์กลุ่ม * เวลา] $\times 12$ เดือน)



ภาพที่ 1 เปรียบเทียบการลดลงของ eGFR ก่อนและหลังเข้าคลินิกโรคไตเรื้อรัง

เมื่อเปรียบเทียบเป็นจำนวนผู้ป่วยรายคน (ตารางที่ 3) พบว่าผู้ป่วยที่มีอัตราการลดลงของ eGFR มากกว่า 5 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อปีก่อนเข้าคลินิกมีจำนวน 114 จากผู้ป่วย 313 ราย ในขณะที่หลังเข้าคลินิกพบ 134 จาก 410 ราย ซึ่งไม่มีความแตกต่างทางสถิติ (p-value = .29) ระดับน้ำตาลในเลือดของผู้ป่วยโรคเบาหวานก่อนเข้าคลินิกมีค่ามัธยฐาน (พิสัยระหว่างควอร์ไทล์) 126 (101, 169) มิลลิกรัม/เดซิลิตร หลังเข้าคลินิกมีค่ามัธยฐาน (พิสัยระหว่างควอร์ไทล์) 131 (106, 168) มิลลิกรัม/เดซิลิตร ระดับอัลบูมินในเลือดก่อนเข้าคลินิกมีค่าเฉลี่ย 3.62 ± 0.56 กรัม/เดซิลิตร และหลังเข้าคลินิก

มีค่าเฉลี่ย 3.52 ± 0.68 กรัม/เดซิลิตร ซึ่งไม่มีความแตกต่างทางสถิติเช่นกัน (p-value .35 และ .14 ตามลำดับ) ขณะที่ค่าเฉลี่ยฮีโมโกลบินก่อนเข้าคลินิกอยู่ที่ 10.80 ± 2.29 กรัม/เดซิลิตร และหลังเข้าคลินิกลดลงเหลือ 9.84 ± 2.06 กรัม/เดซิลิตร (p-value < .001) ส่วนระดับโพแทสเซียมในเลือดเฉลี่ยก่อนและหลังเข้าคลินิกคือ 4.31 ± 0.61 และ 4.27 ± 0.62 มิลลิอีควิวเลนซ์/ลิตร (p-value .31) จำนวนครั้งที่เกิดภาวะโพแทสเซียมสูงผิดปกติ (hyperkalemia) ไม่แตกต่างกันโดยพบ 20 ครั้ง จากการตรวจเลือด 425 ครั้ง ก่อนเข้าคลินิก และ 47 ครั้ง จากการตรวจเลือด 708 ครั้ง หลังจากเข้าคลินิก (p-value 0.18)

ตารางที่ 3 เปรียบเทียบข้อมูลผู้ป่วยก่อนและหลังเข้าคลินิก

	ก่อนเข้าคลินิก	หลังเข้าคลินิก	p-value	Mean difference/ OR (95% CI)
- จำนวนผู้ป่วยที่มี eGFR ลดลง มากกว่า 5 มิลลิตร/นาที/ 1.73 ตารางเมตร/ปี	114/313 (ร้อยละ 36.4)	134/410 (ร้อยละ 32.7)	0.29 [†]	0.85 (0.62 ถึง 1.15)
- น้ำตาลในเลือด (มิลลิกรัม/ เดซิลิตร)*	126 (101, 169)	131 (106, 168)	0.35	3 (-3.00 ถึง 9.00)
- อัลบูมิน (กรัม/เดซิลิตร)	3.62 ± 0.56	3.52 ± 0.68	0.14 [‡]	-0.10 (-0.23 ถึง 0.03)
- ฮีโมโกลบิน (กรัม/เดซิลิตร)	10.80 ± 2.29	9.84 ± 2.06	<0.001 [‡]	-0.93 (-1.33 ถึง -0.53)
- โพแทสเซียม (มิลลิเอควิวาเลนต์/ ลิตร)	4.31 ± 0.61	4.27 ± 0.62	0.31 [‡]	-0.04 (-0.11 ถึง 0.04)
- จำนวนการเกิด hyperkalemia (ครั้ง)	20/425 (ร้อยละ 4.7)	47/708 (ร้อยละ 6.6)	0.18 [†]	1.43 (0.84 ถึง 2.44)
- ฟอกเลือดโดยไม่ได้เตรียมการ (ราย)	42/62 (ร้อยละ 67.7)	19/51 (ร้อยละ 37.3)	0.001 [†]	0.28 (0.13 ถึง 0.62)

*ค่ามัธยฐาน (พิสัยระหว่างควอร์ไทล์), †วิเคราะห์ด้วยวิธี chi square, ‡วิเคราะห์ด้วยวิธี t test

ด้านข้อมูลการบำบัดทดแทนไตในช่วงระยะเวลาก่อนการจัดตั้งคลินิกมีผู้ป่วยเข้ารับการบำบัดทดแทนไตทั้งหมด 62 ราย ในจำนวนผู้ป่วยกลุ่มนี้มีผู้ป่วยที่ต้องเข้ารับการฟอกเลือดโดยไม่ได้เตรียมการ (unplanned dialysis) จำนวน 42 ราย คิดเป็นร้อยละ 67.7 ขณะที่หลังการจัดตั้งคลินิกมีผู้ป่วยเข้ารับการบำบัดทดแทนไต 51 ราย มีผู้ป่วยที่ต้องเข้ารับการฟอกเลือดโดยไม่ได้เตรียมการ จำนวน 19 ราย คิดเป็นร้อยละ 37.3 เมื่อคำนวณพบว่ามี ความแตกต่างทางสถิติโดยมีค่า p-value .001

วิจารณ์

ผลการศึกษาแสดงให้เห็นว่าแม้ทางสถิติจะไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญของอัตราการลดลงของ eGFR ระหว่างก่อนและหลังเข้ารับการรักษาที่คลินิก (p = .36) แต่อย่างไรก็ตามในเชิงคลินิกพบแนวโน้มการเปลี่ยนแปลงที่สำคัญคือ พบว่าช่วงก่อนผู้ป่วยเข้ารับการดูแลในคลินิกมีอัตราการลดลงถึง -3.54 มิลลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตรต่อปี แต่หลังจากผู้ป่วยเข้าสู่ระบบการดูแลของคลินิกอัตราการลดลงของ eGFR ชะลอช้าลงเหลือเพียง -2.49 มิลลิตร/

นาที/1.73 ตารางเมตรต่อปี คิดเป็นการลดความเร็วในการเสื่อมของไตลงได้เกือบหนึ่งในสาม ซึ่งการที่ไม่พบความแตกต่างทางสถิติอาจบ่งชี้ว่ามีปัจจัยอื่น ๆ ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของ eGFR เช่น การใช้ยา พฤติกรรมการใช้ชีวิต อาหาร และการดูแลสุขภาพอื่น ๆ ซึ่งอาจส่งผลต่อการทำงานของไตในระยะยาว และเมื่อพิจารณาในเชิงรายบุคคลพบว่าจำนวนผู้ป่วยที่มีอัตราการลดลงของ eGFR มากกว่า 5 มิลลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตรต่อปี ลดลงเมื่อเทียบกับช่วงก่อนเข้าคลินิกจาก ร้อยละ 36.4 เป็นร้อยละ 32.7 หลังจากเข้าคลินิก

แม้ว่าจะไม่มีความแตกต่างทางสถิติที่ชัดเจนเช่นกัน ($p\text{-value} = .29$) แต่จำนวนผู้ป่วยที่ลดลงนี้ถือเป็นสัญญาณที่ดีในการพัฒนาคุณภาพการรักษาผู้ป่วยในอนาคต

ในส่วนของระดับน้ำตาลในเลือด อัลบูมิน และ อัตราการเกิดโพแทสเซียมสูงผิดปกติ พบว่าไม่มีความแตกต่างที่ชัดเจนระหว่างช่วงก่อนและหลังเข้าคลินิก อย่างไรก็ตามระดับฮีโมโกลบินเฉลี่ยกลับมีแนวโน้มลดลงจาก 10.80 ± 2.29 เหลือ 9.84 ± 2.06 กรัม/เดซิลิตร ซึ่งมีความสัมพันธ์กับการเกิดโรคไตเรื้อรังในผู้ป่วยที่มีโรคไตขั้นรุนแรงผู้ป่วยมักมีแนวโน้มที่จะเกิดภาวะโลหิตจางได้มากขึ้น เนื่องจากไตไม่สามารถผลิตฮอร์โมน erythropoietin ได้เพียงพอจึงส่งผลให้การสร้างเซลล์เม็ดเลือดแดงลดลง จากการศึกษาของ Kim และคณะ⁴, Le Gall และคณะ⁵ พบว่าผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังโดยเฉลี่ยแล้วจะมีการลดลงของฮีโมโกลบินเมื่อโรคไตรุนแรงขึ้น โดยลดลงประมาณ 0.3 กรัม/เดซิลิตรต่อเดือน หากไม่มีการรักษาอย่างเหมาะสม นอกจากนี้ อาจมีปัจจัยร่วมอื่น ๆ ที่มักพบในผู้ป่วยกลุ่มนี้ เช่น ภาวะทุพโภชนาการ เนื่องจากผู้ป่วยโรคไตมักถูกจำกัดอาหาร หรือมีอาการเบื่ออาหารจากภาวะยูรีเมียทำให้ขาดธาตุเหล็ก โฟลิก หรือวิตามินบี12 ซึ่งเป็นสารอาหารสำคัญในการสร้างเม็ดเลือด หรือผู้ป่วยอาจได้รับการเจาะเลือดตรวจบ่อยขึ้นเมื่อเข้าคลินิกโรคไต เนื่องจากผู้ป่วยต้องนัดมาเจาะเลือดติดตามอาการบ่อยกว่าช่วงก่อนเข้าคลินิก การเจาะเลือดบ่อยครั้งร่วมกับปัจจัยอื่นข้างต้นก็อาจเป็นอีกสาเหตุหนึ่งที่ทำให้ฮีโมโกลบินลดลงได้ ภาวะโลหิตจางถือเป็นปัจจัยเสี่ยงที่สำคัญในผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังที่สามารถส่งผลกระทบต่อคุณภาพชีวิตและการรักษาได้ นอกจากนี้ ภาวะโลหิตจางยังอาจทำให้ผู้ป่วยมีอาการอ่อนเพลียและมีภาวะแทรกซ้อนอื่น ๆ ได้มากขึ้น ซึ่งจำเป็นต้องให้ความสำคัญในการดูแลและพัฒนาวิธีการรักษา เช่น การปรับปรุงภาวะโภชนาการ การติดตามระดับธาตุเหล็กพร้อมให้ทดแทนเมื่อมีภาวะขาด หรือการรักษาด้วยยากระตุ้นการสร้างเม็ดเลือดแดง เป็นต้น

สิ่งที่น่าสนใจอีกประการในการศึกษานี้คือการเข้ารับการรักษาคลินิกโรคไตเรื้อรังมีส่วนสำคัญในการลดการฟอกไตโดยไม่เตรียมการ (unplanned dialysis) อย่างชัดเจนจากการศึกษาพบว่าจำนวนผู้ป่วยที่ต้องเข้ารับการรักษาฟอกไตโดยไม่เตรียมการลดลงจาก ร้อยละ 67.7 ก่อนการจัดตั้งคลินิกเหลือเพียงร้อยละ 37.3 ซึ่งแสดงให้เห็นถึงความสำคัญของการติดตามดูแลผู้ป่วยอย่างใกล้ชิด การจัดตั้งคลินิกโรคไตเรื้อรังโดยสหวิชาชีพซึ่งประกอบด้วยแพทย์ พยาบาล เภสัชกร นักโภชนาการ และนักกายภาพบำบัด ทำให้สามารถควบคุมโรคและดูแลผู้ป่วยได้อย่างเหมาะสม ทำให้สามารถระบุปัญหาได้อย่างรวดเร็ว โดยเฉพาะเมื่อใกล้เข้าสู่การบำบัดทดแทนไตการให้คำแนะนำการดูแลตัวเองอย่างต่อเนื่อง รวมทั้งการเตรียมผู้ป่วยอย่างถูกต้อง เช่น การเตรียมเส้นเลือดสำหรับการฟอกไต หรือการใส่สายฟอกไตทางหน้าท้อง ทำให้สามารถลดอัตราการฟอกไตโดยไม่ได้เตรียมการได้อย่างชัดเจน การลดจำนวนผู้ป่วยที่ฟอกไตโดยไม่เตรียมการเป็นผลดีอย่างยิ่งต่อผู้ป่วยและระบบสาธารณสุข เนื่องจากสามารถลดภาระการรักษาและค่าใช้จ่ายที่ไม่จำเป็น รวมทั้งช่วยลดภาวะแทรกซ้อนจากใส่สายฟอกไตและการฟอกไตฉุกเฉินได้

เมื่อเปรียบเทียบกับการศึกษาอื่น ๆ อัจจิมา ศรีบุญเรือง และคณะ⁶ ศึกษาผลลัพธ์ของการจัดตั้งคลินิกโรคไตในจังหวัดนครราชสีมา พบว่า การหลังจัดตั้งคลินิกเป็นระยะเวลา 1 ปี อัตราการลดลงของ eGFR จากเดิม 7.68 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อปี ลดลงเหลือ 3.92 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อปี หรือดีขึ้น 3.76 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อปี ส่วนจำนวนผู้ป่วยที่มีอัตราการทำงานของไตลดลงมากกว่า 5 มิลลิลิตร/นาที่/1.73 ตารางเมตรต่อปี นั้นยัง ไม่มีความเปลี่ยนแปลงมากนักคือ เพิ่มขึ้นจาก 60 ราย ก่อนเข้าคลินิกเป็น 68 ราย หลังเข้าคลินิก และอีกการศึกษาของ Jiamjariyapon และคณะ⁷ เป็นการศึกษาในกลุ่มผู้ป่วยไตวายเรื้อรังระยะ 4-5 โดยเพิ่มการดูแล

แบบบูรณาการเปรียบเทียบกับรักษามาตรฐานเป็นเวลา 2 ปี พบว่ากลุ่มที่ได้รับการดูแลแบบบูรณาการมีอัตราการลดลงของ eGFR ต่ำกว่ากลุ่มรักษามาตรฐาน 2.74 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตรต่อปี สลิสัร เทพตระการพร และคณะ⁸ ศึกษาโดยการรวบรวมข้อมูลจากโรงพยาบาล 140 แห่งในประเทศไทย พบว่าระดับค่า eGFR เฉลี่ยก่อนเข้าคลินิกเท่ากับ 32.08 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร และหลังเข้าคลินิกเท่ากับ 29.18 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร หรือลดลง 2.9 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร แต่ไม่ได้แสดงระยะเวลาในการเปลี่ยนแปลงค่า eGFR ดังกล่าว อีกหนึ่งการศึกษาของ Levin และคณะ⁹ จากประเทศแคนาดา ศึกษาในผู้ป่วยโรคไตเรื้อรัง 217 ราย เปรียบเทียบการดูแลแบบสหสาขาวิชาชีพกับการรักษามาตรฐานเป็นระยะเวลา 3 ปี พบว่าสามารถลดอัตราการฟอกเลือดแบบฉุกเฉินลงได้โดยลดจากร้อยละ 35 ในกลุ่มมาตรฐานเหลือ ร้อยละ 13 ในกลุ่มที่ดูแลโดยสหวิชาชีพ การศึกษาถัดมาของ Lei และคณะ¹⁰ จากไต้หวันศึกษาผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังระยะ 5 จำนวน 307 ราย เปรียบเทียบการรักษาแบบสหวิชาชีพกับการรักษามาตรฐาน พบว่าลดการใส่สายสวนหลอดเลือดแบบชั่วคราวหรือการฟอกเลือดแบบฉุกเฉินลงจากร้อยละ 79.4 เหลือเพียงร้อยละ 54.7 และการศึกษาของ Peeters และคณะ¹¹ จากประเทศเนเธอร์แลนด์ศึกษาในผู้ป่วยโรคไตเรื้อรัง 788 ราย เป็นเวลา 5.7 ปี โดยเปรียบเทียบการดูแลโดยแพทย์ร่วมกับพยาบาลกับการดูแลโดยแพทย์เพียงอย่างเดียว พบว่าในกลุ่มแรกมีอัตราการลดลงของ eGFR 1.26 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตรต่อปี ขณะที่กลุ่มหลังมีอัตราการลดลง 1.71 มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตรต่อปี ดังนั้นจากการศึกษาทั้งหมดจะเห็นได้ว่าการดูแลผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังโดยสหวิชาชีพหรือการจัดตั้ง CKD clinic นั้นสามารถลดอัตราการเสื่อมของไตรวมถึงลดอัตราการฟอกเลือดแบบฉุกเฉินลงได้ สอดคล้องไปในแนวทางเดียวกันทุกการศึกษา

ข้อจำกัดของการศึกษานี้ ได้แก่ ลักษณะการศึกษาแบบย้อนหลังซึ่งอาจส่งผลกระทบต่อความถูกต้องและความน่าเชื่อถือของข้อมูล การเก็บข้อมูลก่อนเข้าคลินิกไม่ครอบคลุมในบางกรณีอาจทำให้ขาดข้อมูลที่สำคัญ หรือรายละเอียดที่จำเป็นในการวิเคราะห์ปัจจัยต่าง ๆ ที่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราการทำงานของไต เช่น ข้อมูลเกี่ยวกับพฤติกรรมการใช้ชีวิตก่อนเข้ารับการรักษา การใช้ยา และการรักษาที่ได้รับก่อนหน้า การพัฒนาการศึกษาที่เป็นการศึกษาไปข้างหน้าหรือการศึกษาเชิงทดลองจะช่วยให้ข้อมูลมีความถูกต้องและเชื่อถือได้มากยิ่งขึ้นในอนาคต

สรุป

การศึกษาลดผลกระทบของการจัดตั้งคลินิกโรคไตในโรงพยาบาลโพธาราม พบว่ามีแนวโน้มเชิงคลินิกที่ดีในการชะลออัตราการเสื่อมของการทำงานของไตให้ช้าลงแม้ว่าจะยังไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อีกทั้งยังสามารถลดจำนวนผู้ป่วยที่ฟอกเลือดโดยไม่เตรียมการได้อย่างมีประสิทธิภาพ อย่างไรก็ตามยังคงมีปัญหาภาวะแทรกซ้อนสำคัญโดยเฉพาะภาวะโลหิตจางที่เป็นปัญหาท้าทาย ซึ่งต้องได้รับการพัฒนาปรับปรุงระบบการดูแลเพื่อยกระดับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยให้ดียิ่งขึ้นในอนาคต

กิตติกรรมประกาศ

คณะผู้วิจัยขอขอบพระคุณ คุณกนกอร จิตรสมดี, คุณกษรีย จิตต์ทะนงศักดิ์, คุณณัฏฐ์กรณ สุขประเสริฐ, คุณณลินี บุญชู, คุณณณมล ทดสูงเนิน, คุณระพีพรรณ จันทรร, และคุณแตเนียล ศรุตศิริกุลธรา เจ้าหน้าที่ทีมสหวิชาชีพทุกท่านที่มีส่วนสำคัญในการจัดตั้งและดำเนินการคลินิกโรคไตเรื้อรัง ทำให้การดูแลผู้ป่วยเป็นไปอย่างมีประสิทธิภาพและสำเร็จลุล่วงตามวัตถุประสงค์

เอกสารอ้างอิง

1. Ingsathit A, Thakkinstian A, Chaiprasert A, Sangthawan P, Gojaseni P, Kiattisunthorn K, et al. Prevalence and risk factors of chronic kidney disease in the Thai adult population: Thai SEEK study. *Nephrol Dial Transplant*. 2010;25(5):1567–75. doi: 10.1093/ndt/gfp669.
2. คณะอนุกรรมการการลงทะเบียนการบำบัดทดแทนไตในประเทศไทย. Thailand renal replacement therapy: Year 2015. กรุงเทพมหานคร: สมาคมโรคไตแห่งประเทศไทย; 2558.
3. คณะอนุกรรมการป้องกันโรคไตเรื้อรัง สมาคมโรคไตแห่งประเทศไทย. ข้อเสนอแนะเวชปฏิบัติการดูแลผู้ป่วยโรคไตเรื้อรัง ก่อนการบำบัดทดแทนไต พ.ศ. 2565 (ฉบับปรับปรุงเพิ่มเติม). กรุงเทพมหานคร: สมาคมโรคไตแห่งประเทศไทย; 2565.
4. Kim HJ, Kim DW, Rhee H, Song SH, Seong EY. Rapid decline in kidney function is associated with higher hemoglobin variability in chronic kidney disease. *Nephrol Dial Transplant*. 2023;38(Supple 1). doi: 10.1093/ndt/gfad063c_3537
5. Le Gall L, Prezelin-Reydit M, Combe C, Massy ZA, Lange C, Stengel B, et al. Profiles of hemoglobin trajectory in CKD patients and associated risks of major adverse cardiovascular events: The CKD-REIN cohort study. *Nephrol Dial Transplant*. 2023;38(Supple 1):i33–4. doi: 10.1093/ndt/gfad063a_3381
6. อัจจิมา ศรีบุญเรือง, ศิริรัตน์ อนุตระกูลชัย, สุณี เลิศสินอุดม. ผลลัพธ์ทางคลินิกของการจัดตั้งคลินิกชะลอโรคไตเรื้อรัง โรงพยาบาลคง จังหวัดนครราชสีมา. วารสารวิจัย มข. (ฉบับบัณฑิตศึกษา). 2567;24(1):83–97.
7. Jiamjariyapon T, Ingsathit A, Pongpirul K, Vipattawat K, Kanchanakorn S, Saetie A, et al. Effectiveness of integrated care on delaying progression of stage 3–4 chronic kidney disease in rural communities of Thailand (ESCORT study): A cluster randomized controlled trial. *BMC Nephrology*. 2017; 18(1):83. doi: 10.1186/s12882-016-0414-4.
8. สลธิธร เทพตระการพร, สิริมา มงคลสัมฤทธิ์, ธีรพันธ์ แก้วดอก, ศุภางค์ วัฒนเสย, นิชมน รักกะเปา, ไสหาสยามภู, และคณะ. การประเมินผลการดำเนินงานคลินิกโรคไตเรื้อรังภาพรวมระดับประเทศภายใต้ นโยบายกระทรวงสาธารณสุข. *J Med Health Sci*. 2563;27(3):55–68.
9. Levin A, Lewis M, Mortiboy P, Faber S, Hare I, Porter EC, et al. Multidisciplinary predialysis programs: Quantification and limitations of their impact on patient outcomes in two Canadian settings. *Am J Kidney Dis*. 1997;29(4):533–40. doi: 10.1016/s0272-6386(97)90334-6.
10. Lei C-C, Lee P-H, Hsu Y-C, Chang H-Y, Tung C-W, Shih Y-H, et al. Educational intervention in CKD retards disease progression and reduces medical costs for patients with stage 5 CKD. *Ren Fail*. 2013;35(1):9–16. doi: 10.3109/0886022X.2012.731997.
11. Peeters MJ, van Zuilen AD, van den Brand JAJG, Bots ML, van Buren M, Ten Dam MAGJ, et al. Nurse practitioner care improves renal outcome in patients with CKD. *J Am Soc Nephrol*. 2014;25(2):390–8. doi: 10.1681/ASN.2012121222.

ความชุกและปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อการเกิดตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูง ของลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงในกลุ่มผู้ป่วยที่พบเลือดแฝงในอุจจาระ ณ โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี

Prevalence and Factors Associated with Advanced Adenomas in Patients with Positive Fecal Immunochemical Test at Photharam Hospital, Ratchaburi

ปิยพัชร จิงสมานุกูล พ.บ.,
วว. อายุรศาสตร์โรคระบบทางเดินอาหาร
กลุ่มงานอายุรกรรม
โรงพยาบาลโพธาราม
จังหวัดราชบุรี

Piyapat Chungsamanoonukool M.D.,
Dip., Thai Board of Gastroenterology
Division of Medicine
Photharam Hospital
Ratchaburi

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาความชุกและปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเกิดตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูง ในกลุ่มผู้ป่วย
ที่มีผลการตรวจหาเลือดแฝงในอุจจาระเป็นบวก ณ โรงพยาบาลโพธาราม

วิธีการศึกษา: งานวิจัยนี้เป็นการศึกษาแบบตัดขวาง (cross-sectional study) ซึ่งดำเนินการที่โรงพยาบาล
โพธาราม จังหวัดราชบุรี ระหว่างวันที่ 1 มกราคม ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2568 กลุ่มตัวอย่างคือ ประชากรผู้ใหญ่ที่มี
อายุ 50–75 ปี ที่ตรวจพบเลือดแฝงในอุจจาระและมาส่งกล้องลำไส้ใหญ่ จำนวน 139 ราย หลังจากตัดผู้ป่วยที่ส่งกล้อง
ลำไส้ใหญ่ไม่สมบูรณ์และผู้ที่ได้รับการวินิจฉัยว่าเป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่ออก

ผลการศึกษา: ผู้เข้าร่วมการคัดกรองมะเร็งลำไส้ใหญ่ด้วยการตรวจเลือดแฝงในอุจจาระ 2,047 ราย พบผู้ที่มี
ผลเลือดแฝงในอุจจาระ 260 ราย ในจำนวนนี้มีผู้ป่วย 149 ราย (ร้อยละ 57.3) มารับการส่งกล้องลำไส้ใหญ่ หลังจาก
ใช้เกณฑ์คัดออก มีผู้ป่วย 139 ราย ถูกนำมาวิเคราะห์ ผลการส่งกล้องพบตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูง 36 ราย (ร้อยละ 25.9)
ตึงเนื้อชนิดไม่เสี่ยงสูง (non-advanced adenoma) 10 ราย (ร้อยละ 7.2) และผลปกติ 68 ราย (ร้อยละ 48.9)
การวิเคราะห์ความถดถอยโลจิสติกแบบพหุตัวแปรพบว่า ภาวะโลหิตจาง (adjusted OR = 6.92, 95% CI 2.38–20.14;
p < .001), อายุตั้งแต่ 60 ปีขึ้นไป (adjusted OR = 3.36, 95% CI 1.15–9.75; p = .03), และเพศชาย
(adjusted OR = 3.06, 95% CI 1.16–8.12; p = .02) เป็นปัจจัยอิสระที่มีความสัมพันธ์กับการเกิดตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูง
ในขณะที่การดื่มสุรา โรคประจำตัว และประวัติครอบครัวที่เป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่ ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ
กับการเกิดตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูง

สรุป: ความชุกของการพบติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงในกลุ่มผู้ที่มีผลเลือดแฝงในอุจจาระเป็นบวก คิดเป็นร้อยละ 25.9 โดยพบว่าภาวะโลหิตจาง การมีอายุตั้งแต่ 60 ปีขึ้นไป และเพศชาย เป็นปัจจัยที่สัมพันธ์กับการเกิดติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง ผลการศึกษานี้ช่วยจัดลำดับความสำคัญในการส่องกล้องตรวจลำไส้ใหญ่ โดยการระบุกลุ่มผู้ป่วยที่มีเลือดแฝงในอุจจาระ ซึ่งมีความเสี่ยงสูงต่อการเกิดเนื้องอกลำไส้ใหญ่ชนิดเสี่ยงสูง

คำสำคัญ: ติ่งเนื้อลำไส้ใหญ่ เลือดแฝงในอุจจาระ ติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 399–409.

Abstract

Objective: To determine the prevalence and factors associated with advanced adenoma among patients with a positive fecal immunochemical test (FIT) at Photharam Hospital

Methods: This cross-sectional study was conducted at Photharam Hospital, Ratchaburi Province, Thailand, between January 1 and December 31, 2025. Participants were adults aged 50–75 years with a positive FIT result who subsequently underwent colonoscopy. A total of 139 patients were included in the final analysis after excluding patients with incomplete colonoscopy and those diagnosed with colorectal cancer.

Results: Among 2,047 individuals who participated in the FIT-based colorectal cancer screening program, 260 had positive FIT results. Of these, 149 patients (57.3%) underwent colonoscopy. After exclusions, 139 patients were included in the analysis. Colonoscopic findings revealed advanced adenoma in 36 patients (25.9%), non-advanced adenoma in 10 patients (7.2%), and normal findings in 68 patients (48.9%). Multivariate logistic regression analysis demonstrated that anemia (adjusted OR = 6.92, 95% CI: 2.38–20.14; $p < .001$), age ≥ 60 years (adjusted OR = 3.36, 95% CI: 1.15–9.75; $p = .03$), and male sex (adjusted OR = 3.06, 95% CI: 1.16–8.12; $p = .02$) were independently associated with advanced adenoma. Alcohol consumption, comorbidities, and family history of colorectal cancer were not significantly associated with advanced adenoma.

Conclusion: The prevalence of advanced adenoma among FIT-positive individuals was 25.9%. Anemia, age ≥ 60 years, and male sex were independently associated with advanced adenoma. These findings can help prioritize colonoscopies by identifying FIT-positive patients at an elevated risk for advanced colorectal neoplasia.

Keywords: colon polyp, fecal immunochemical test, advanced adenoma

Received: May 17, 2026; Revised: Jun 15, 2026; Accepted: Aug 28, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 399–409.

บทนำ

โรคมะเร็งถือเป็นวิกฤตการณ์ทางสาธารณสุขที่สำคัญและเป็นความท้าทายระดับโลกที่ส่งผลกระทบโดยตรงต่อระบบเศรษฐกิจและระบบบริการทางการแพทย์ ข้อมูลเชิงสถิติในระดับสากลบ่งชี้อย่างชัดเจนว่าโรคมะเร็งเป็นหนึ่งในสาเหตุการเสียชีวิตอันดับต้น ๆ ของประชากรทั่วโลก โดยรายงานสถานการณ์โรคมะเร็งโลกใน พ.ศ. 2565 ระบุว่าผู้ป่วยโรคมะเร็งรายใหม่เกิดขึ้นเกือบ 20 ล้านราย และมีผู้เสียชีวิตจากกลุ่มโรคนี้นับถึง 9.7 ล้านรายทั่วโลก¹ ซึ่งตัวเลขดังกล่าวยังคงมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่องในทุกทศวรรษ ภายในบริบทของระบบสาธารณสุขประเทศไทย โรคมะเร็งจัดเป็นสาเหตุการเสียชีวิตอันดับหนึ่งของประชากรอย่างต่อเนื่อง ข้อมูลจากกระทรวงสาธารณสุขใน พ.ศ. 2565 ยืนยันว่ามีประชากรไทยพบมะเร็งรายใหม่ประมาณ 180,000 คน และเสียชีวิตประมาณ 118,000 คน สาเหตุของการเสียชีวิตจากมะเร็งตับ มะเร็งปอด และมะเร็งลำไส้ใหญ่ ตามลำดับ²

มะเร็งลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรง (colorectal cancer) เป็นมะเร็งที่เกิดขึ้นในลำไส้ใหญ่ (colorectum) ซึ่งประกอบด้วยลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรง กลไกการเกิดโรค (pathogenesis) ของมะเร็งลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงส่วนใหญ่ยังไม่ได้เกิดขึ้นอย่างฉับพลัน มะเร็งชนิดนี้เริ่มจากการเกิดก้อนเนื้อที่เรียกว่า โพลิป (polyp) ซึ่งมักจะเป็นติ่งเนื้อหรือเนื้องอกชนิดต่อม (adenoma) มีการพัฒนาผ่านกระบวนการทางพยาธิวิทยาที่เรียกว่า “Adenoma-Carcinoma Sequence” กระบวนการนี้เริ่มต้นจากการเปลี่ยนแปลงระดับพันธุกรรมในเซลล์เยื่อบุลำไส้ที่ปกติ นำไปสู่การเจริญเติบโตที่ผิดปกติและการก่อตัวเป็นก้อนเนื้อออกชนิดต่อม (adenomatous polyp หรือ adenoma) จากนั้นเซลล์ในติ่งเนื้อจะเกิดการสะสมของการกลายพันธุ์อย่างต่อเนื่องจนสูญเสียการควบคุมการแบ่งตัวและกลายกลายเป็นเซลล์มะเร็ง (invasive carcinoma) ในที่สุด กระบวนการเปลี่ยนแปลงระดับเซลล์ตั้งแต่เริ่มเกิดติ่งเนื้อจนกลายเป็น

เป็นมะเร็งนี้ มักใช้ระยะเวลาเฉลี่ยร่วม 10 ปี ซึ่งระยะเวลานี้ (window of opportunity)³ ที่เหมาะสมอย่างยิ่งสำหรับการตรวจคัดกรองเชิงรุก การตรวจพบและตัดติ่งเนื้อออกผ่านการส่องกล้อง (polypectomy) จึงเป็นมาตรการทางเวชปฏิบัติที่สามารถสกัดกั้นกระบวนการก่อมะเร็ง ลดอุบัติการณ์การเกิดโรค และลดอัตราการเสียชีวิตได้อย่างเป็นรูปธรรมและมีนัยสำคัญที่สุด ผู้ป่วยที่มีเนื้องอกชนิดต่อมชั้นสูงหรือติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง (advanced adenoma) มีความเสี่ยงสะสมในระยะ 20 ปี ที่จะลุกลามไปเป็นมะเร็งประมาณ ร้อยละ 5 ทำให้อัตราการเสียชีวิตจากมะเร็งลำไส้ใหญ่และทวารหนักเพิ่มขึ้นถึง 2.2 เท่า และมีความเสี่ยงต่อการเสียชีวิตจากทุกสาเหตุสูงขึ้นประมาณ ร้อยละ 12⁴

มะเร็งลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงเป็นมะเร็งที่พบบ่อยเป็นอันดับสาม และคิดเป็นร้อยละ 11 ของมะเร็งทั้งหมดในประเทศไทย มะเร็งลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงเป็นมะเร็งชนิดเดียวที่มีอุบัติการณ์เพิ่มขึ้นในทั้งสองเพศในประเทศไทย มีผู้ป่วยมะเร็งลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงรายใหม่มากกว่า 20,000 รายต่อปี กระทรวงสาธารณสุขของประเทศไทยได้มีนโยบายคัดกรองมะเร็งลำไส้ใหญ่โดยใช้การตรวจภูมิคุ้มกันทางเคมีในอุจจาระ และการส่องกล้องเพื่อตรวจหาเนื้องอกชนิดต่อม (adenoma) หรือมะเร็งลำไส้ใหญ่ กรณีที่พบเนื้องอกชนิดต่อม (adenoma) จะพิจารณาตัดติ่งเนื้อออกเพื่อนำไปตรวจวินิจฉัยเพื่อช่วยลดอุบัติการณ์การเกิดมะเร็งลำไส้ใหญ่ และการตรวจพบมะเร็งลำไส้ใหญ่ในระยะเริ่มต้น (early detection) มีผลอย่างยิ่งต่อการลดอัตราการเสียชีวิต⁵

รายงานฉบับนี้จัดทำขึ้นเพื่อมุ่งเน้นการแปลผลและวิเคราะห์เจาะลึกข้อมูลทางสถิติและผลลัพธ์ทางคลินิกจากตารางข้อมูลของการศึกษาวิจัยเชิงสำรวจ ณ โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี ซึ่งเป็นโรงพยาบาลทั่วไปขนาด 340 เตียง ที่รับผิดชอบในการรับส่งต่อผู้ป่วยในระดับอำเภอและพื้นที่ใกล้เคียง การศึกษานี้ได้ทำการเก็บข้อมูลแบบตัดขวาง (cross-

sectional study) ระหว่างวันที่ 1 มกราคม ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2568 โดยมีวัตถุประสงค์หลักเพื่อวิเคราะห์ความชุกและค้นหาปัจจัยเสี่ยงที่มีความสัมพันธ์ทางสถิติกับการเกิดติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง (advanced adenoma) ในประชากรกลุ่มที่มีผลการพบเลือดแฝงในอุจจาระ (FIT positive) การแปลผลข้อมูลจากตารางทางสถิติที่ได้จากการศึกษานี้ จะช่วยเปิดเผยกลไกซ่อนเร้นทางระบาดวิทยา และเป็นแนวทางในการเพิ่มประสิทธิภาพในการจัดลำดับความสำคัญ (triage)

วัตถุประสงค์

เพื่อประเมินความชุกและค้นหาปัจจัยเสี่ยงที่มีความสัมพันธ์ทางสถิติกับการเกิดติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง (advanced adenoma) ในประชากรกลุ่มที่มีผลการตรวจพบเลือดแฝงในอุจจาระ (FIT positive)

วิธีการศึกษา

งานวิจัยนี้เป็นการศึกษาแบบตัดขวาง (cross-sectional study) โดยเก็บข้อมูลไปข้างหน้าจากการส่องกล้องตรวจคัดกรอง (prospective screening colonoscopy) ดำเนินการ ณ โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี ระหว่างวันที่ 1 มกราคม ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2568 ประชากรที่ศึกษาคือ กลุ่มเสี่ยงโรคมะเร็งลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรง ที่ผ่านการตรวจคัดกรองหาเลือดแฝงในอุจจาระ (FIT) โดยหน่วยบริการสาธารณสุขระดับปฐมภูมิ และได้รับการส่งต่อมาเพื่อให้แพทย์ทำการส่องกล้องลำไส้ใหญ่ (colonoscopy)

นิยามศัพท์ปฏิบัติการที่สำคัญ

- **ติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง (Advanced adenoma):** หมายถึง เนื้องอกชนิดต่อม (adenoma) ที่มีขนาดตั้งแต่ 10 มิลลิเมตรขึ้นไป, หรือมีลักษณะทางพยาธิวิทยาแบบ villous (villous histology), หรือมีเซลล์เจริญผิดปกติในระดับรุนแรง (high-grade dysplasia) ตามแนวทางมาตรฐาน

- **ภาวะโลหิตจาง (Anemia):** ใช้เกณฑ์การวินิจฉัยจากระดับฮีโมโกลบิน (Hb) <13 กรัม/เดซิลิตร ในเพศชาย และ <12 กรัม/เดซิลิตร ในเพศหญิง

ประชากร และเกณฑ์การคัดเลือก

คัดเลือกผู้ป่วยอายุมากกว่า 50 ปี ถึง 75 ปี ที่เข้ารับการรักษาที่โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี ตั้งแต่ 1 มกราคม พ.ศ. 2568 ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2568 เป็นผู้ป่วยที่ตรวจพบภาวะที่มีเลือดออกมาปนกับอุจจาระโดยใช้การตรวจ fecal immunochemical test (FIT test)

เกณฑ์การคัดเลือกกลุ่มตัวอย่าง (Inclusion criteria)

1. อายุ 50–75 ปี
2. ตรวจพบภาวะที่มีเลือดออกมาปนกับอุจจาระ โดยใช้การตรวจ fecal immunochemical test กำหนดค่า cut off ที่มากกว่าเท่ากับ 100 นาโนกรัม/มิลลิลิตร
3. ไม่เคยได้รับการวินิจฉัยมะเร็งลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรง
4. ยินยอมให้ความร่วมมือจนสิ้นสุดระยะเวลาวิจัย

เกณฑ์การคัดออก (Exclusion criteria)

1. ผู้ป่วยที่เคยได้รับการวินิจฉัยมะเร็งลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงภายใน 10 ปี
2. การส่องกล้องตรวจลำไส้ใหญ่ไม่สมบูรณ์
3. เวชระเบียนที่มีข้อมูลไม่สมบูรณ์

การคัดเลือกกลุ่มตัวอย่าง (Flow diagram)

มีผู้เข้าร่วมตรวจเลือดแฝงในอุจจาระ จำนวน 2,047 ราย พบผลบวก จำนวน 260 ราย มารับการส่องกล้อง 149 ราย (ร้อยละ 57.3) ผู้วิจัยได้คัดออก 10 ราย (ส่องกล้องไม่สมบูรณ์ 5 ราย และพบมะเร็งลำไส้ 5 ราย ได้แก่ มะเร็งลำไส้ใหญ่ส่วนซิกมอยด์ (sigmoid colon) 2 ราย, ลำไส้ตรง (rectum) 1 ราย, ลำไส้ใหญ่ส่วนต้น (cecum) 1 ราย, ลำไส้ใหญ่ส่วนขึ้น (ascending

colon) 1 ราย) ทำให้เหลือกลุ่มตัวอย่างสุดท้ายที่นำมา
วิเคราะห์ 139 ราย

การวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ

การเก็บรวบรวมข้อมูล ใช้แบบฟอร์มบันทึก
ข้อมูล วิเคราะห์ข้อมูลโดยโปรแกรม SPSS และสถิติที่
ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูล

1. ข้อมูลเชิงคุณภาพ ได้แก่ เพศ โรคของผู้ป่วย
วิเคราะห์ข้อมูลโดยการแจกแจงความถี่ (frequency)
และร้อยละ (percentage)

2. ข้อมูลเชิงปริมาณ ได้แก่ อายุ เพศ ดัชนีมวลกาย โรคร่วม วิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้สถิติ chi-square
หรือ Fisher exact test สำหรับข้อมูลที่เป็นประเภท
categorical และ t test หรือ Mann-Whitney U test
สำหรับข้อมูลประเภท continuous data

3. การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์
กับการเกิดต้อเนื้อชนิดเสี่ยงสูง (advanced adenoma)
ดำเนินการวิเคราะห์เพื่อหาความสัมพันธ์โดยแบ่งเป็น
2 ขั้นตอน ได้แก่

3.1 การวิเคราะห์ข้อมูลแบบตัวแปรเดียว

(univariable analysis) ทำการทดสอบความสัมพันธ์
ระหว่างปัจจัยความเสี่ยงอิสระแต่ละปัจจัย (ได้แก่ อายุ
เพศ ดัชนีมวลกาย พฤติกรรมการดื่มสุรา การสูบบุหรี่
โรคร่วม ประวัติมะเร็งลำไส้ใหญ่ในครอบครัว และภาวะ
โลหิตจาง) กับตัวแปรตามคือ การพบต้อเนื้อชนิดเสี่ยงสูง

3.2 การวิเคราะห์ข้อมูลแบบพหุตัวแปร

(multivariable analysis) ปัจจัยที่มีแนวโน้มหรือ
มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในระดับ
การวิเคราะห์ตัวแปรเดียว จะถูกนำมาวิเคราะห์
ร่วมกันเพื่อควบคุมอิทธิพลของตัวแปรเชิงซ้อนหรือ
ตัวแปรก่อกวน (confounding factors) โดยนำเข้าสู่
สมการวิเคราะห์ความถดถอยโลจิสติกพหุคูณ (multiple
logistic regression)

จริยธรรมการวิจัย

การศึกษานี้ได้ผ่านการรับรองจริยธรรมการ
วิจัยในมนุษย์ จากคณะกรรมการจริยธรรมในมนุษย์
โรงพยาบาลโพธาราม เลขที่โครงการ 017/2567
วันที่ 13 พฤศจิกายน พ.ศ. 2567

ผลการศึกษา

ตารางที่ 1 ข้อมูลพื้นฐานของผู้ป่วยที่พบเลือดปนในอุจจาระที่มาส่องกล้องตรวจลำไส้ใหญ่

คุณลักษณะพื้นฐาน	จำนวนผู้ป่วยทั้งหมด 139 คน (ร้อยละ)
อายุ (ปี)*	60 ปี (50-75)
เพศ	
ชาย	57 คน (41)
หญิง	82 คน (59)
ดัชนีมวลกาย (กิโลกรัม/ตารางเมตร)*	24.94 (13.93-43.56)
ดื่มสุรา	8 คน (5.8)
สูบบุหรี่	7 คน (5)

*ค่าเฉลี่ย (พิสัย)

**ญาติลำดับที่ 1 เป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่

ตารางที่ 1 ข้อมูลพื้นฐานของผู้ป่วยที่พบเลือดแฝงในอุจจาระที่มาส่งกล้องตรวจลำไส้ใหญ่ (ต่อ)

คุณลักษณะพื้นฐาน	จำนวนผู้ป่วยทั้งหมด 139 คน (ร้อยละ)
โรคร่วม	
ความดันโลหิตสูง	57 คน (41.0)
ไขมันโลหิตสูง	55 คน (39.6)
เบาหวาน	28 คน (20.1)
โรคปอดเรื้อรัง	6 คน (4.3)
โรคหลอดเลือดหัวใจ	5 คน (4.3)
โรคไตวายเรื้อรัง	4 คน (2.9)
มะเร็ง	3 คน (2.2)
โรคหลอดเลือดสมอง	2 คน (1.4)
ญาติเป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่**	5 คน (3.6)

*ค่าเฉลี่ย (พิสัย)

**ญาติลำดับที่ 1 เป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่

จากการศึกษาในกลุ่มผู้ป่วย จำนวน 139 ราย
ที่ตรวจพบเลือดแฝงในอุจจาระ พบว่าผู้ป่วยมีอายุเฉลี่ย
ประมาณ 60 ปี แบ่งเป็นเพศหญิง 82 คน (ร้อยละ 59)
และเพศชาย 57 คน (ร้อยละ 41) ค่าเฉลี่ยของดัชนีมวลกาย (body mass index: BMI) 24.94 กิโลกรัม/

ตารางเมตร โรคประจำตัวที่พบมากที่สุดในกลุ่มตัวอย่าง
คือ โรคความดันโลหิตสูง (ร้อยละ 41), โรคไขมันโลหิตสูง
(ร้อยละ 39), และโรคเบาหวาน (ร้อยละ 20) ดังแสดง
ในตารางที่ 1

ตารางที่ 2 ลักษณะที่พบจากการส่องกล้อง

ผลการตรวจ	จำนวน 139 คน (ร้อยละ)
Normal	68 คน (48.9)
Advanced adenoma	36 คน (25.9)
Adenoma (non-advanced)	10 คน (7.2)
Diverticulosis	9 คน (6.5)
Hemorrhoid	8 คน (5.8)
Hyperplastic	6 คน (4.3)
Ulcer	2 คน (1.4)

ในกลุ่มผู้ป่วยที่มีภาวะเลือดแฝงในอุจจาระ (ให้ผลบวก) จำนวน 139 ราย พบว่าผู้ป่วย 68 ราย จะมีผลการส่องกล้องเป็นปกติ ตรวจพบผู้ที่มีตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูง (advanced adenoma) จำนวน 36 คน ซึ่งเป็นกลุ่มที่ต้องเฝ้าระวังอย่างใกล้ชิดเนื่องจากมีโอกาสมัพัฒนากลายเป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่ได้สูงในอนาคต ตรวจพบตึงเนื้อชนิดธรรมดา (non-advanced adenoma) จำนวน 10 คน รวมผู้ป่วยที่มี adenoma

46 คน อัตราการตรวจพบตึงเนื้อผิดปกติ (adenoma detection rate) ร้อยละ 33.1 ถือว่าอยู่ในเกณฑ์มาตรฐาน (ค่ามาตรฐานที่เป็นที่ยอมรับเกิน ร้อยละ 25)⁶ ตรวจพบความผิดปกติอื่น ๆ ได้แก่ ภาวะถุงผนังลำไส้ใหญ่ (diverticulosis) 9 คน, ริดสีดวงทวาร (hemorrhoid) 8 คน, ตึงเนื้อชนิด hyperplastic 6 คน, และแผล (ulcer) 2 คน ดังแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 3 ปัจจัยเสี่ยงต่อการเกิดตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูงของลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงในกลุ่มที่พบเลือดปนในอุจจาระ วิเคราะห์ข้อมูลแบบตัวแปรเดียว (univariate data analysis)

ปัจจัย	Control group* 103 คน	Advanced adenoma 36 คน	p-value	Crude OR (95% CI)
อายุ (ปี)**	60 ± 6.40	63 ± 5.99		
50-59	48	9		
มากกว่าเท่ากับ 60 ปี	55	27	.02	2.61 (1.12-6.11)
เพศ				
ชาย:หญิง	36:67	21:15	.01	2.61 (1.20-5.67)
ดัชนีมวลกาย (กิโลกรัม/ตารางเมตร)**	24.69 ± 4.42	25.61 ± 5.67	.33	
ดื่มสุรา	2	6	.001	10.10 (1.93-52.66)
สูบบุหรี่	0	7	<.001	NA ***
โรคร่วม				
ความดันโลหิตสูง	36	21	.01	2.61 (1.20-5.67)
ไขมันโลหิตสูง	35	20	.02	2.43 (1.12-5.26)
เบาหวาน	16	12	.02	2.72 (1.13-6.52)
โรคปอดเรื้อรัง	5	1	.56	0.56 (0.06-4.96)
โรคหลอดเลือดหัวใจ	2	3	.76	4.60 (0.74-28.67)
โรคไตวายเรื้อรัง	2	2	.26	2.97 (0.40-21.90)
มะเร็ง	0	3	.30	NA
โรคหลอดเลือดสมอง	1	1	.43	2.91 (0.18-47.84)
ญาติเป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่	1	4	.02	12.75 (1.38-118.21)
ฮีโมโกลบิน (Hemoglobin)**	13.72 ± 1.24	12.70 ± 1.31	<.001	0.57 (0.42-0.76)
โลหิตจาง	13	19	<.001	7.65 (3.18-18.36)

* Non-advanced adenoma and other findings

** ค่าเฉลี่ย ± ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

*** สำหรับตัวแปรการสูบบุหรี่ ค่า OR ไม่สามารถคำนวณได้ (NA) เนื่องจากไม่มีผู้สูบบุหรี่ในกลุ่มควบคุม (control group)

ผู้ป่วยจำนวน 139 ราย ที่ตรวจพบเลือดแฝงในอุจจาระ ผลการส่องกล้องพบติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง (advanced adenoma) ถึง 36 ราย ปัจจัยเสี่ยงต่อการเกิดติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง (วิเคราะห์ตัวแปรเดียว) โดยกลุ่มที่อายุมากกว่าเท่ากับ 60 ปี มีความเสี่ยงที่จะพบติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงมากกว่ากลุ่มที่อายุน้อยกว่า 60 ปี ($OR = 2.61$; $p = .02$); ผู้ชายมีความเสี่ยงที่จะพบติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงมากกว่าผู้หญิง ($OR = 2.61$; $p = .01$); ด้านพฤติกรรมการดื่มสุราเพิ่มความเสี่ยงจะพบติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงมากกว่าผู้ไม่ดื่มสุรา ($p = .001$; $OR = 10.10$); การสูบบุหรี่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ ($p < .001$; $OR = NA$) เนื่องจากในกลุ่มควบคุม (Control group) ไม่มีผู้ที่สูบบุหรี่เลย (0 คน);

โรคประจำตัว (กลุ่มโรค NCDs) โรคเบาหวานเพิ่มความเสี่ยง 2.72 เท่า ($OR = 2.72$; $p = .02$), โรคความดันโลหิตสูงเพิ่มความเสี่ยง 2.61 เท่า ($OR = 2.61$; $p = .01$), โรคไขมันในเลือดสูง: เพิ่มความเสี่ยง 2.49 เท่า ($OR = 2.49$; $p = .02$); ด้านอิทธิพลของพันธุกรรม การมีญาติลำดับที่ 1 (บิดา มารดา หรือพี่น้องร่วมสายโลหิต) ที่ได้รับการวินิจฉัยว่าเป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่ เป็นปัจจัยเสี่ยงเพิ่มโอกาสเสี่ยงถึง 12.75 เท่า ($OR = 12.75$; $p = .02$); ความสมบูรณ์ของเม็ดเลือดภาวะโลหิตจาง (anemia) เป็นตัวบ่งชี้ที่สำคัญมาก ผู้ที่มีภาวะโลหิตจางมีความเสี่ยงสูงถึง 7.65 เท่า ($OR = 7.65$; $p \leq .001$) ดังแสดงในตารางที่ 3

ตารางที่ 4 ปัจจัยเสี่ยงต่อการเกิดติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงของลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงในกลุ่มที่พบเลือดแฝงในอุจจาระ วิเคราะห์พหุตัวแปร (multivariate analysis)

ปัจจัย	p-value	Adjusted OR (95% CI)
อายุ		
50–59 ปี		
มากกว่าเท่ากับ 60 ปี	.03	3.36 (1.15–9.75)
เพศ		
ชาย:หญิง	.02	3.06 (1.16–8.12)
ดื่มสุรา	.50	2.07 (0.25–17.28)
โรคร่วม		
ความดันโลหิตสูง, ไขมันโลหิตสูง, เบาหวาน*	.05	2.75 (0.99–7.66)
ญาติเป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่	.20	6.35 (0.37–107.90)
โลหิตจาง	<.001	6.92 (2.38–20.14)

* ผู้ป่วยมีโรคเบาหวาน หรือ ความดัน หรือ ไขมัน อย่างน้อย 1 โรค

จากการวิเคราะห์พหุตัวแปร (multivariate analysis) เพื่อหาปัจจัยเสี่ยงอิสระ พบว่าปัจจัยที่เพิ่มโอกาสการพบติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ กลุ่มผู้ที่มีอายุตั้งแต่ 60 ปีขึ้นไป มีความเสี่ยง

มากกว่ากลุ่มที่อายุน้อยกว่า 60 ปี ($p = .03$; adjusted $OR = 3.36$) เพศชายมีความเสี่ยงมากกว่าเพศหญิง ($p = .02$; adjusted $OR = 3.06$) และผู้ที่มีภาวะโลหิตจาง (anemia) มีความเสี่ยงมากกว่าผู้ที่ไม่มีความเสี่ยง

ภาวะโลหิตจาง ($p \leq .001$; adjusted OR = 6.92) ในทางกลับกัน ปัจจัยที่ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ การดื่มสุรา ($p = .50$) และการมีประวัติญาติเป็นมะเร็งลำไส้ใหญ่ ($p = .20$) รวมถึงการมีโรคร่วม (ความดันโลหิตสูง, ไขมันในเลือดสูง, และเบาหวาน) ดังแสดงในตารางที่ 4

ในผู้ป่วยที่เข้าร่วมงานวิจัยนี้ไม่พบภาวะแทรกซ้อนรุนแรง เช่น ลำไส้ทะลุ (perforation), เลือดออกหลังการตัดตึงเนื้อ (post-polypectomy bleeding), ความดันโลหิตต่ำ

วิจารณ์

โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี เป็นโรงพยาบาลทั่วไปขนาด 340 เตียง รับ-ส่งต่อผู้ป่วยในอำเภอและพื้นที่ใกล้เคียง มีผู้เข้าร่วมตรวจเลือดแฝงในอุจจาระ จำนวน 2,047 ราย พบว่ามีผู้ที่ผลการตรวจพบเลือดแฝงในอุจจาระ จำนวน 260 ราย และตัดสินใจมาตรวจยืนยันผลด้วยวิธีการส่องกล้อง 149 ราย (ร้อยละ 57 ของผู้พบเลือดแฝงในอุจจาระ) เมื่อพิจารณาในมิติของเพศสภาพ พบว่าสัดส่วนของผู้เข้ารับการส่องกล้องที่เป็นเพศหญิงมีมากกว่าเพศชายอย่างเห็นได้ชัด (ร้อยละ 59 เทียบกับ ร้อยละ 41) ซึ่งมักเป็นผลมาจากพฤติกรรมแสวงหาบริการทางสุขภาพ (health-seeking behavior) ที่ประชากรหญิงมักให้ความร่วมมือในการตรวจคัดกรองสุขภาพและปฏิบัติตามคำแนะนำของแพทย์มากกว่าประชากรชาย^{7,8}

จากผลการวิจัยพบว่า ในกลุ่มผู้ที่มีผลตรวจเลือดแฝงในอุจจาระ (FIT) เป็นบวก จำนวน 260 ราย มีผู้เข้ารับการส่องกล้องลำไส้ใหญ่ (colonoscopy) จริงเพียง 149 ราย (ร้อยละ 57) ซึ่งหมายความว่าผู้ป่วยถึงร้อยละ 43 ที่ไม่เข้าสู่ระบบการตรวจรักษา การขาดการติดตามดังกล่าวถือเป็นช่องว่างสำคัญในการป้องกันโรคมะเร็งลำไส้ใหญ่ เมื่อนำข้อมูลนี้ไปเปรียบเทียบกับโครงการคัดกรองมะเร็งลำไส้ใหญ่

ระดับจังหวัดของจังหวัดร้อยเอ็ด ซึ่งมีอัตราการเข้ารับการส่องกล้องหลังพบผลเลือดแฝงในอุจจาระ (FIT) เป็นบวกอยู่ที่ร้อยละ 63.8⁹ ข้อมูลนี้สะท้อนให้เห็นถึงช่องว่างที่สำคัญในกระบวนการติดตามผู้ป่วยกลุ่มเสี่ยงให้เข้าสู่ระบบการวินิจฉัยยืนยัน ดังนั้นข้อมูลจากการศึกษาครั้งนี้จึงควรนำไปใช้เป็นแนวทางในการพัฒนาระบบติดตามผู้ป่วย รวมถึงใช้เผยแพร่ความรู้แก่บุคลากรทางการแพทย์ เจ้าหน้าที่ รพ.สต., อสม., และประชาชนในชุมชนเพื่อสร้างความตระหนักรู้และยกระดับอัตราการเข้าถึงการคัดกรองโรค อย่างไรก็ตาม ในแง่ของระเบียบวิธีวิจัย การสูญหายของกลุ่มตัวอย่างถึง ร้อยละ 43 อาจก่อให้เกิดความคลาดเคลื่อน (bias) ได้ เนื่องจากผู้ที่เข้ารับการส่องกล้องส่วนใหญ่อาจเป็นกลุ่มที่มีอาการผิดปกติหรือมีความกังวลด้านสุขภาพมากกว่าคนทั่วไป ประกอบกับกลุ่มตัวอย่างที่นำมาวิเคราะห์มีขนาดค่อนข้างเล็ก (139 ราย) ส่งผลให้เมื่อนำข้อมูลมาวิเคราะห์แยกย่อยตามปัจจัยเสี่ยง ค่าช่วงความเชื่อมั่น (95% CI) จึงมีความกว้าง

อัตราความชุกของตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูงที่พบมากถึง ร้อยละ 25.9 ในการศึกษาของโรงพยาบาลโพธาราม เป็นผลมาจากการคัดกรองเฉพาะกลุ่มผู้ป่วยที่มีผลตรวจเลือดแฝงในอุจจาระ (FIT) เป็นบวก ซึ่งจัดเป็นกลุ่มที่มีความเสี่ยงสูง เมื่อเปรียบเทียบกับการศึกษาของโรงพยาบาลจุฬาภรณ์ที่เป็นการคัดกรองในประชากรทั่วไปจึงพบความชุกน้อยกว่า (ร้อยละ 7.0)¹⁰ และผลจากการวิเคราะห์พหุตัวแปรที่ชี้ว่าเพศชายมีความเสี่ยงมากกว่าเพศหญิงอย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาของ Brenner¹¹ และคณะในขณะเดียวกัน ปัจจัยด้านการมีโรคร่วม (ความดันโลหิตสูง ไขมันในเลือดสูง และเบาหวาน) กลับไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติกับการเกิดตึงเนื้อชนิดเสี่ยงสูงในการศึกษานี้ ซึ่งเป็นผลลัพธ์ที่สอดคล้องกับการศึกษาของ Shapero และคณะ¹² เช่นเดียวกัน

ผลการศึกษาชี้ให้เห็นว่า เพศชาย ผู้ที่มีอายุตั้งแต่ 60 ปีขึ้นไป และผู้ที่มีภาวะโลหิตจาง เป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์อย่างอิสระกับการพบติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง โดยเฉพาะอย่างยิ่งภาวะโลหิตจางมีกลไกเชื่อมโยงกับการเสียเลือดแฝง (occult bleeding) จากติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูง¹³ ซึ่งข้อมูลดังกล่าวสามารถนำไปใช้เป็นพื้นฐานในการจัดลำดับความสำคัญของผู้ป่วยที่มีผลเลือดแฝงในอุจจาระเป็นบวกเพื่อเข้ารับการส่องกล้องลำไส้ใหญ่ อย่างไรก็ตาม งานวิจัยนี้ยังมีข้อจำกัดจากการเป็นเพียงการศึกษาในโรงพยาบาลแห่งเดียวซึ่งมีขนาดตัวอย่างจำกัด ประกอบกับอาจเกิดอคติจากการคัดเลือก (selection bias) เนื่องจากมีผู้ป่วยผลเลือดแฝงในอุจจาระเป็นบวก เป็นบวกเพียงบางส่วนที่เข้ารับการส่องกล้อง ดังนั้น ก่อนที่จะนำแนวทางนี้ไปกำหนดใช้จริงในระดับนโยบาย จึงจำเป็นต้องมีการศึกษาเพิ่มเติมแบบไปข้างหน้าในหลายสถาบัน (prospective multicenter study) รวมถึงการพัฒนาแบบจำลองทำนายความเสี่ยง (risk prediction model) เพื่อประเมินความแม่นยำ ความคุ้มค่า และผลกระทบต่อระบบบริการสุขภาพอย่างรอบด้านเสียก่อน

สรุป

ปัจจัยเสี่ยงที่มีความสัมพันธ์ต่อการเกิดติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงของลำไส้ใหญ่และลำไส้ตรงในกลุ่มที่พบเลือดแฝงในอุจจาระ โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี โดยพบว่า ความเสี่ยงที่จะพบติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงคือ ภาวะโลหิตจาง, อายุตั้งแต่ 60 ปีขึ้นไป, และเพศชาย ข้อมูลปัจจัยเสี่ยงจากงานวิจัยนี้สามารถนำไปใช้สร้างรณรงค์ให้ประชาชนปรับเปลี่ยนพฤติกรรมในระดับชุมชน พร้อมทั้งเผยแพร่ความรู้ให้แก่บุคลากรทางการแพทย์ รพ.สต. และ อสม. เพื่อยกระดับอัตราการเข้าถึงการคัดกรองมะเร็งลำไส้ใหญ่

ข้อจำกัดของการศึกษา

1. กลุ่มตัวอย่างมีขนาดค่อนข้างเล็ก (139 คน) ทำให้เมื่อนำมาแยกย่อยวิเคราะห์ปัจจัยเสี่ยง ค่าช่วงความเชื่อมั่น (95% CI) จึงกว้าง; 2. การสุ่มบุหรืไม่สามารถ

คำนวณหาค่าอัตราส่วน odds ratio (OR) ที่แน่ชัดได้เนื่องจากไม่มีผู้ป่วยที่สุ่มบุหรืในกลุ่มที่ไม่ได้เป็นติ่งเนื้อชนิดเสี่ยงสูงจึงเป็นข้อจำกัดในการเป็นข้อจำกัดทางสถิติในการวิเคราะห์พหุตัวแปร; 3. การศึกษาไม่ได้มีการบันทึกข้อมูลเกี่ยวกับคุณภาพของการส่องกล้องและคะแนนประเมินความสะอาดของลำไส้ (bowel preparation score)

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบพระคุณท่านผู้อำนวยการโรงพยาบาลโพธาราม, ศัลยแพทย์, เจ้าหน้าที่เวชกรรมสังคม, เจ้าหน้าที่แผนกศัลยกรรมและเจ้าหน้าที่ศูนย์การผ่าตัดแบบวันเดียวกลับ (one day surgery: ODS) รวมทั้งเจ้าหน้าที่ผู้เกี่ยวข้องทุกท่านที่ให้ความช่วยเหลือและให้การสนับสนุนการศึกษารั้งนี้ให้สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดี

เอกสารอ้างอิง

1. Bray F, Laversanne M, Sung H, Ferlay J, Siegel RL, Soerjomataram I, et al. Global cancer statistics 2022: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. CA Cancer J Clin. 2024;74(3):229–63. doi: 10.3322/caac.21834.
2. International Agency for Research on Cancer. Cancer tomorrow: Estimated number of new cases from 2022 to 2045, both sexes, age [0-85+] all cancers [internet]. 2024 [cited 2024 Jun]. Available from: URL: <https://gco.iarc.fr/tomorrow/en/dataviz/bars?populations=764>
3. Dekker E, van Gulik T. Colorectal cancer: What the clinician wants to know. Cancer Imaging. 2005;5(Spec No A):S127–32. doi: 10.1102/1470-7330.2005.0036

4. Shaukat A, Goffredo P, Wolf JM, Rudser K, Church TR. Advanced adenoma and long-term risk of colorectal cancer, cancer-related mortality, and mortality. *JAMA Netw Open*. 2025;8(2):e2459703. doi:10.1001/jamanetworkopen.2024.59703
5. Tiankanon K, Aniwat S, Rerknimitr R. Current status of colorectal cancer and its public health burden in Thailand. *Clin Endosc*. 2021;54(4):499–504. doi: 10.5946/ce.2020.245-IDEN
6. Liem B, Gupta N. Adenoma detection rate: The perfect colonoscopy quality measure or is there more? *Transl Gastroenterol Hepatol*. 2018;3:19. doi: 10.21037/tgh.2018.03.04
7. Yakubovitch S, Zaki T, Anand S, Pecoriello J, Liang PS. Effect of behavioral interventions on the uptake of colonoscopy for colorectal cancer screening: A systematic review and meta-analysis. *Am J Gastroenterol*. 2023;118(10):1829–40. doi: 10.14309/ajg.0000000000002478.
8. Kim NH, Suh JY, Park JH, Park DI, Cho YK, Sohn CI, et al. Parameters of glucose and lipid metabolism affect the occurrence of colorectal adenomas detected by surveillance colonoscopies. *Yonsei Med J*. 2017;58(2):347–54. doi: 10.3349/ymj.2017.58.2.347.
9. Wachirametharat C. Organized colorectal cancer screening in Roi-Et province. *Thai Cancer J*. 2018;38(1):11–8.
10. Siripongpreeda B, Mahidol C, Dusitanond N, Sriprayoon T, Muayphuang B, Sricharunrat T, et al. High prevalence of advanced colorectal neoplasia in the Thai population: A prospective screening colonoscopy of 1,404 cases. *BMC Gastroenterology* [internet]. 2016;16(1). Available from: URL: <https://dx.doi.org/10.1186/s12876-016-0526-0>
11. Brenner H, Hoffmeister M, Stegmaier C, Altenhofen L, Haug U, Pox C. Risk of progression of advanced adenomas to colorectal cancer by age and sex: Estimates based on 840,149 screening colonoscopies. *Gut*. 2007;56(11):1585–9. doi: 10.1136/gut.2007.122739.
12. Shapero TF, Chen GI, Devlin T, Gibbs A, Murray IC, Tran S, et al. Obesity increases prevalence of colonic adenomas at screening colonoscopy: A Canadian community-based study. *Can J Gastroenterol Hepatol*. 2017;2017:1–8. doi: 10.1155/2017/8750967.
13. Pham J, Laven-Law G, Symonds EL, Wassie MM, Cock C, Winter JM. Faecal immunochemical tests can improve colonoscopy triage in patients with iron deficiency: A systematic review and meta-analysis. *Crit Rev Oncol Hematol*. 2024;201:104439.

การศึกษาผลของการให้ยา Enalapril วันละหนึ่งครั้งเทียบกับวันละสองครั้ง ต่อการชะลอไตเสื่อมในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม The Effect of Once-Daily Versus Twice-Daily Enalapril Dosing on the Progression of Chronic Kidney Disease at Samphran Hospital, Nakhon Pathom Province

วิภาณันท์ สันติเพชร พ.บ.,
วว. อายุรกรรม
กลุ่มงานอายุรกรรม
โรงพยาบาลสามพราน
จังหวัดนครปฐม

Wipanun Suntipet M.D.,
Dip., Thai Board of Medicine
Department of Medicine
Samphran Hospital
Nakhon Pathom

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาผลของการให้ยา enalapril วันละหนึ่งครั้งเทียบกับวันละสองครั้ง และปัจจัยที่สัมพันธ์กับผลของการให้ยา enalapril ต่อการชะลอไตเสื่อมในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม

วิธีการศึกษา: งานวิจัยนี้เป็นแบบ retrospective cohort study ทำการศึกษาที่โรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2550 ถึง 31 กรกฎาคม พ.ศ. 2568 โดยเก็บข้อมูลย้อนหลังในผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril 20 มิลลิกรัมต่อวัน แบ่งเป็นกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง และกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง นำมาวิเคราะห์โดยใช้โปรแกรมทางสถิติ SPSS โดยวิเคราะห์ระยะเวลาตั้งแต่เริ่มยาจนถึงได้ผลลัพธ์โดยใช้ log-rank test และวิเคราะห์ปัจจัยที่สัมพันธ์กับผลลัพธ์โดยใช้ Kaplan-Meier method hazards regression analysis รายงานผลด้วยค่า hazard ratio, 95% confidential interval, และ p-value

ผลการศึกษา: กลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง สามารถช่วยชะลอความเสื่อมของไตได้ยาวนานกว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง ได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p -value = .035) hazard ratio ของการได้ยา enalapril แบบวันละสองครั้งเทียบกับวันละหนึ่งครั้ง = 1.93; 95% CI 1.23–3.02; propensity-adjusted HR 1.92; 95% CI 1.21–3.05 โดยกลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง มีมัธยฐานระยะเวลาที่ระดับครีเอตินินในซีรัม เพิ่มขึ้นสองเท่าของค่าเริ่มต้น หรือระยะเวลาที่อัตราการกรองของไต (GFR) ลดลงครึ่งหนึ่งของค่าเริ่มต้นอยู่ที่ 8.09 ปี ในขณะที่กลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง มีมัธยฐานระยะเวลาอยู่ที่ 3.51 ปี โดย อายุ เป็นปัจจัยที่สัมพันธ์กับระยะเวลาที่ไตเสื่อมอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

สรุป: กลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง สามารถช่วยชะลอความเสื่อมของไตได้ยาวนานกว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง ได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดย อายุ เป็นปัจจัยที่สัมพันธ์กับระยะเวลาที่ไตเสื่อมอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

คำสำคัญ: ยา enalapril, การชะลอไตเสื่อม, ระยะเวลาที่ไตเสื่อม

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 411-421.

Abstract

Objective: To study the effects of once-daily versus twice-daily enalapril dosing on the progression of chronic kidney disease at Samphran Hospital, Nakhon Pathom Province

Methods: This research is a retrospective cohort study conducted at Samphran Hospital, Nakhon Pathom, from January 1, 2007, to July 31, 2025. Data were collected retrospectively from patients receiving enalapril 20 mg/day, divided into a group receiving enalapril once daily and a group receiving enalapril twice daily. Data were analyzed using SPSS statistical software. Time to event was analyzed using the log-rank test, and factors associated with outcomes were analyzed using the Kaplan-Meier method and hazards regression analysis. Results were reported using hazard ratios, 95% confidence intervals, and p-values.

Results: The group receiving enalapril once daily demonstrated a statistically significant ability to delay the progression of chronic kidney disease longer than the group receiving enalapril twice daily (p-value = .0035). The twice-daily regimen was associated with a significantly higher risk of the composite renal outcome than the once-daily regimen (hazard ratio 1.93; 95% CI 1.23–3.02; propensity-adjusted HR 1.92; 95% CI 1.21–3.05). The median time to a doubling of baseline serum creatinine, or a halving of baseline GFR was 8.09 years in the once-daily group, compared to 3.51 years in the twice-daily group. Age was found to be a statistically significant factor associated with the time to kidney deterioration.

Conclusion: Administration of enalapril once daily significantly delays the progression of chronic kidney disease for a longer duration compared to twice-daily administration. Age is a statistically significant factor associated with the time to kidney deterioration.

Keywords: enalapril, delaying progression of chronic kidney disease, duration of chronic kidney disease progression

Received: Feb 25, 2026; Revised: Jun 12, 2026; Accepted: Sep 22, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 411-421.

บทนำ

โรคไตเรื้อรังเป็นปัญหาสุขภาพของคนทั่วโลกมายาวนานและเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง จากการศึกษา Global Burden of Disease, Injuries, and Risk Factors Study (GBD) ซึ่งรวบรวมข้อมูลเกี่ยวกับภาวะเจ็บป่วยและเสียชีวิตก่อนวัยอันควรจากโรคและอาการบาดเจ็บกว่า 350 ชนิด ใน 204 ประเทศ โดยแบ่งตามอายุและเพศ ตั้งแต่ พ.ศ. 2533 จนถึงปัจจุบันพบว่าใน พ.ศ. 2560 มีผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังทุกระยะรวม 697.5 ล้านคน (95% uncertainty interval [UI]: 649.2–752.0 ล้านคน) คิดเป็นความชุกทั่วโลก (global prevalence) ร้อยละ 9.1 (ร้อยละ 8.5–9.8) และคิดเป็น DALYs (disability-adjusted life-years: จำนวนปีของชีวิตที่สูญเสียไปจากโรค และจำนวนปีที่ต้องอยู่กับความพิการอันเนื่องมาจากโรค) 35.8 ล้าน DALYs (95% UI: 33.7–38.0 ล้าน DALYs) และมีผู้เสียชีวิตจากโรคไตเรื้อรัง 1.2 ล้านคน ภาระของโรคไตเรื้อรังส่วนใหญ่กระจุกตัวอยู่ในกลุ่มประชากรที่มีดัชนีทางสังคมและเศรษฐกิจ (SDI) 3 กลุ่มแรก (ระดับต่ำที่สุด) ต่อมาใน พ.ศ. 2562 คิดเป็น 41.5 ล้าน DALYs (95% UI: 38.3–45.0 ล้าน DALYs) และมีผู้เสียชีวิต 1.43 ล้านคน จะเห็นได้ว่าภาระโรค (disease burden) และอัตราการเสียชีวิตเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง¹ และใน พ.ศ. 2564 มีแถลงการณ์ร่วมจาก American Society of Nephrology, European Renal Association, และ International Society of Nephrology ระบุว่า มีผู้ป่วยโรคไตบางประเภทมากกว่า 850 ล้านคน ซึ่งเป็นจำนวนที่มากกว่าผู้ป่วยเบาหวาน (422 ล้านคน) เกือบสองเท่า และมากกว่าผู้ป่วยมะเร็งทั่วโลก (42 ล้านคน) ถึงยี่สิบเท่า²

สำหรับสถานการณ์โรคไตเรื้อรังในประเทศไทยระบบคลังข้อมูลด้านการแพทย์และสุขภาพ กระทรวงสาธารณสุข ในปีงบประมาณ 2567 พบว่าประเทศไทยมีผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังเพิ่มขึ้นทุกปีมากถึง 1.12 ล้านคน พบเป็นผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังระยะที่ 3 จำนวน 500,000 คน, ระยะที่ 4 จำนวน 120,000 คน, และระยะที่ 5

จำนวน 75,000 คน³ และข้อมูลจากสมาคมโรคไตแห่งประเทศไทย พ.ศ. 2565 พบว่ามีผู้ป่วยที่ได้รับการบำบัดทดแทนไตด้วยวิธีล้างไตทางช่องท้องถึง 24,439 คน และวิธีการฟอกไตด้วยเครื่องไตเทียมถึง 86,325 คน จากสถานการณ์ดังกล่าวส่งผลกระทบต่อเศรษฐกิจกว่า 1.6 ล้านล้านบาทต่อปี⁴

National Kidney Foundation ประเทศสหรัฐอเมริกา ในนามของ Kidney Disease: Improving Global Outcomes (KDIGO) และสมาคมโรคไตแห่งประเทศไทยมีคำแนะนำไปในแนวทางเดียวกันคือ แนะนำให้ใช้ยากลุ่ม angiotensin converting enzyme inhibitors (ACEI) ในผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังที่มีอัลบูมินในปัสสาวะมากกว่า 300 มิลลิกรัม/กรัม⁵ และในผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังที่เป็นเบาหวานร่วมกับมีอัลบูมินในปัสสาวะมากกว่า 30 มิลลิกรัม/กรัม เพื่อช่วยชะลอการเสื่อมของไต และควรปรับขนาดยาขึ้นจนถึง “ขนาดสูงสุดตามที่แนะนำ” หรือขนาดสูงสุดที่ผู้ป่วยสามารถทนต่อผลข้างเคียงได้⁶

ปัจจุบัน enalapril เป็นยาในกลุ่ม angiotensin converting enzyme inhibitors (ACEI) ที่มีใช้แพร่หลายในทุกโรงพยาบาลในประเทศไทย ทั้งแพทย์เวชปฏิบัติทั่วไปและแพทย์เฉพาะทางสามารถสั่งจ่ายได้ และมีงานวิจัยยืนยันว่าสามารถช่วยชะลอการเสื่อมของไตได้อย่างมีประสิทธิภาพ แต่ในปัจจุบันยังไม่มีงานวิจัยที่การศึกษาเกี่ยวกับการเปรียบเทียบประสิทธิภาพระหว่างการให้ยา enalapril แบบวันละครั้ง (once daily) เทียบกับวันละสองครั้ง (twice daily) จึงยังไม่มีคำตอบที่ชัดเจนว่าการให้ยาแบบใดดีกว่า จึงเป็นที่มาในการจัดทำงานวิจัยนี้ขึ้นเพื่อศึกษาผลของการให้ยา enalapril วันละหนึ่งครั้งเทียบกับวันละสองครั้งต่อการชะลอไตเสื่อมในผู้ป่วยที่เข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม โดยเก็บข้อมูลในผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril 20 มิลลิกรัม/วัน เนื่องจากเป็นรูปแบบยาที่มีใช้ในโรงพยาบาลส่วนใหญ่ และผู้ป่วยสามารถทนต่อผลข้างเคียงของยาได้ เพื่อนำไปสู่แนวทางการรักษา

และเลือกวิธีให้ยาในผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังที่เหมาะสม
กับบริบทของโรงพยาบาลในประเทศไทยได้อย่าง
มีประสิทธิภาพต่อไป

วัตถุประสงค์

- 1) เพื่อศึกษาผลของการให้ยา enalapril
วันละหนึ่งครั้งเทียบกับวันละสองครั้ง
ต่อการชะลอไตเสื่อมในโรงพยาบาล
สามพราน จังหวัดนครปฐม
- 2) เพื่อศึกษาปัจจัยที่สัมพันธ์กับผลของการ
ให้ยา enalapril ต่อการทำงานของไต
ของผู้ป่วยในโรงพยาบาลสามพราน
จังหวัดนครปฐม

วิธีการศึกษา

งานวิจัยนี้เป็นแบบ retrospective cohort
study ทำการศึกษาที่โรงพยาบาลสามพราน จังหวัด
นครปฐม ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2550 ถึง
31 กรกฎาคม 2568 โดยเก็บข้อมูลย้อนหลังในผู้ป่วย
ที่ได้รับยา enalapril 20 มิลลิกรัมต่อวัน โดยมีเกณฑ์
คัดเลือกอาสาสมัครเข้าร่วมโครงการ (Inclusion
criteria) ดังต่อไปนี้

- อายุ 30–90 ปี
- อัตราการกรองของไต (GFR) ≥ 15 มิลลิลิตร/
นาที่ ต่อ 1.73 ตารางเมตร
- ได้รับการตรวจระดับครีเอตินิน (serum
creatinine) และอัตราการกรองของไต
(GFR) อย่างน้อยปีละหนึ่งครั้ง
- ได้รับการตรวจโปรตีนในปัสสาวะอย่างน้อย
ปีละหนึ่งครั้ง
- ได้รับยา enalapril 20 มิลลิกรัมต่อวัน

เกณฑ์การแยกอาสาสมัครออกจากโครงการ (Exclusion
criteria)

- ผู้ป่วยที่แพ้ยา หรือมีภาวะแทรกซ้อนจาก
ยาในกลุ่ม ACEI
- ข้อมูลเวชระเบียนไม่ครบถ้วน

เกณฑ์การให้เลิกจากการศึกษา (Discontinuation
criteria) ประกอบด้วย

- มีการปรับเปลี่ยนขนาดยาและรูปแบบการ
ให้ยา
- ผู้ป่วยไม่มาติดตามการรักษา
- ข้อมูลเวชระเบียนไม่ครบถ้วน

จากการศึกษาก่อนหน้า REIN study⁷ พบว่า
กลุ่มที่ได้รับการรักษาด้วย ramipril ซึ่งเป็นยาในกลุ่ม
angiotensin converting enzyme inhibitor (ACEI)
สามารถช่วยลดอัตราการเสื่อมของไตได้อย่างมีนัยสำคัญ
ทางสถิติ ($p = .03$) โดยกลุ่มตัวอย่างที่ได้รับยา ramipril
ค่าการลดลงของอัตราการกรองของไต (GFR) ต่อเดือน
คิดเป็นร้อยละ 53 และกลุ่มที่ได้รับยาหลอก (placebo)
คิดเป็นร้อยละ 88

$$n_1 = \left[\frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\bar{p}\bar{q}(1+\frac{1}{r})} + z_{1-\beta} \sqrt{p_1 q_1 + \frac{p_2 q_2}{r}}}{\Delta} \right]^2$$
$$r = \frac{n_2}{n_1}, q_1 = 1 - p_1, q_2 = 1 - p_2$$
$$\bar{p} = \frac{p_1 + p_2 r}{1 + r}, \bar{q} = 1 - \bar{p}$$

P1 แสดงถึง กลุ่มที่ได้รับยา ramipril ค่าการ
ลดลงของ GFR ต่อเดือน คิดเป็นร้อยละ 53

P2 แสดงถึง กลุ่มที่ได้รับยาหลอก (placebo)
ค่าการลดลงของ GFR ต่อเดือน คิดเป็นร้อยละ 88

α แสดงถึง ค่าความคลาดเคลื่อนชนิดที่ 1
กำหนดไว้ที่ $\alpha = 0.05$

β แสดงถึง ค่าความคลาดเคลื่อนชนิดที่ 2
กำหนดไว้ที่ $\beta = 0.20$

r = จำนวนในกลุ่มที่ได้รับยา ramipril
หารด้วยจำนวนกลุ่มที่ได้รับยาหลอก (placebo) เท่ากับ
0.9

จากการคำนวณจะได้ค่าของจำนวนกลุ่ม
ตัวอย่าง (n) อย่างน้อย 104 คน ในการศึกษาครั้งนี้

ผู้วิจัยได้ทบทวนย้อนหลังโดยอาศัยข้อมูลที่มีการบันทึกไว้ในเวชระเบียนผู้ป่วยนอก (OPD) และผลตรวจทางห้องปฏิบัติการที่มีการบันทึกไว้ในเวชสารสนเทศของโรงพยาบาลโดยเข้าผ่านทางระบบโปรแกรมเวชระเบียนของโรงพยาบาล (HOSxP) ค้นหา ICD-10 N18 โรคไตเรื้อรัง (chronic kidney disease หรือ CKD) โดยดึงข้อมูลเฉพาะผู้ป่วยโรคไตเรื้อรังที่ได้รับยา enalapril 20 มิลลิกรัมต่อวัน แบ่งเป็นกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง (enalapril(20) 1x1 po pc) ใช้รหัสฐานข้อมูลยา OD และกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง (enalapril(20) 0.5x2 po pc) ใช้รหัสฐานข้อมูลยา BID โดยไม่มีการปรับเปลี่ยนขนาดยา และรูปแบบการให้ยาตลอดช่วงระยะเวลาการเก็บข้อมูล และนำมาวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้โปรแกรมทางสถิติ SPSS โดยวิเคราะห์ลักษณะของกลุ่มตัวอย่างในการศึกษา

เชิงพรรณนา ได้แก่ จำนวน (ร้อยละ), ค่าเฉลี่ย, และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (standard deviation) หรือค่ามัธยฐานและค่าพิสัยระหว่างควอร์ไทล์ (median and interquartile range) สำหรับตัวแปรในรูปแบบกลุ่ม (categorical data) ตัวแปรค่าต่อเนื่อง (continuous data) ที่มีการกระจายตัวปกติและไม่ปกติตามลำดับวิเคราะห์ห้ระยะเวลาดังแต่เริ่มยาจนถึงได้ผลลัพธ์โดยใช้ log-rank test และวิเคราะห์ปัจจัยที่สัมพันธ์กับผลลัพธ์โดยใช้ Kaplan-Meier method hazards regression analysis โดยรายงานผลด้วยค่า hazard ratio, 95% confidential interval, และ p-value

การศึกษานี้ผ่านการรับรองจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์จากคณะกรรมการพิจารณาจริยธรรมการวิจัยในคนของสำนักงานสาธารณสุขจังหวัดนครปฐม เลขที่ 32/2568 วันที่ 25 กันยายน พ.ศ. 2568

ผลการศึกษา

ข้อมูลพื้นฐานผู้ป่วย

จากการเก็บข้อมูลย้อนหลังผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril ในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม จำนวน 104 คน พบว่า มีลักษณะข้อมูลทางคลินิกดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ข้อมูลย้อนหลังผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril ในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม

	Enalapril วันละ หนึ่งครั้ง (n = 52)	Enalapril วันละ สองครั้ง (n = 52)	p-value
เพศ (ร้อยละ)			.6994
• หญิง	29 (55.8)	26 (50.0)	
• ชาย	23 (44.2)	26 (50.0)	
อายุ (ปี) – mean ± SD	67.17 ± 10.64	67.77 ± 13.07	.7991
BMI (กิโลกรัม/ตารางเมตร) – mean ± SD	27.9 ± 6.47	26.03 ± 5.92	.1276
Blood pressure (มิลลิเมตรปรอท) – mean ± SD			
• SBP	136.38 ± 19.34	133.73 ± 17.30	.4625
• DBP	73.46 ± 11.97	73.12 ± 12.52	.8857

† การคำนวณอัตราการกรองของไต (estimated glomerular filtration rate; eGFR) ในการศึกษาที่ใช้สมการ Chronic Kidney Disease Epidemiology Collaboration ค.ศ. 2021 (CKD-EPI 2021 creatinine equation ชนิดไม่ใช้ตัวแปรเชื้อชาติ) และจัดระดับความรุนแรงของโรคไตเรื้อรัง (CKD stage) ตามเกณฑ์ KDIGO

ตารางที่ 1 ข้อมูลย้อนหลังผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril ในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม (ต่อ)

	Enalapril วันละ หนึ่งครั้ง (n = 52)	Enalapril วันละ สองครั้ง (n = 52)	p-value
ประวัติการเป็นโรคหัวใจและหลอดเลือด (ร้อยละ)			.8344
• มี	16 (30.8)	18 (34.6)	
• ไม่มี	36 (69.2)	34 (65.4)	
Serum creatinine (มิลลิกรัม/เดซิลิตร) – mean ± SD	0.90 ± 0.26	0.96 ± 0.29	.2729
eGFR, CKD-EPI 2021 (มิลลิลิตร/นาที/1.73 ตารางเมตร) – mean ± SD†	81.30 ± 19.66	77.86 ± 21.82	.4005
ประวัติการเป็นโรคเบาหวาน (ร้อยละ)			.4554
• มี	44 (84.62)	40 (76.92)	
• ไม่มี	8 (15.38)	12 (23.08)	
Urine microalbumin (ร้อยละ)			.1327
• <30 มิลลิกรัม/กรัม	30 (57.7)	22 (42.3)	
• 30–300 มิลลิกรัม/กรัม	21 (40.4)	22 (42.3)	
• >300 มิลลิกรัม/กรัม	1 (1.9)	8 (15.3)	
Hemoglobin (กรัม/เดซิลิตร) - mean ± SD	12.05 ± 2.48	11.95 ± 2.00	.8284
CKD stage (ร้อยละ)†			.6797
G1	18 (34.6)	19 (36.5)	
G2	26 (50.0)	21 (40.4)	
G3a	6 (11.5)	8 (15.4)	
G3b	2 (3.8)	4 (7.7)	

† การคำนวณอัตราการกรองของไต (estimated glomerular filtration rate; eGFR) ในการศึกษาที่ใช้สมการ Chronic Kidney Disease Epidemiology Collaboration ค.ศ. 2021 (CKD-EPI 2021 creatinine equation ชนิดไม่ใช้ตัวแปรเชื้อชาติ) และจัดระดับความรุนแรงของโรคไตเรื้อรัง (CKD stage) ตามเกณฑ์ KDIGO

จากการศึกษาผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril ในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม จำนวน 104 คน แบ่งเป็นผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง (once daily) จำนวน 52 คน และผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง (twice daily) จำนวน 52 คน พบว่าโดยส่วนใหญ่เป็นกลุ่มผู้สูงอายุ มีอายุเฉลี่ยประมาณ 67 ปี; สัดส่วนชายและหญิงใกล้เคียงกัน โดยกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้งเป็นเพศหญิง ร้อยละ 55.8 ส่วนกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละ

สองครั้งมีสัดส่วนเท่ากันที่ ร้อยละ 50; ดัชนีมวลกาย (BMI) ของผู้ป่วยส่วนใหญ่อยู่ในเกณฑ์น้ำหนักเกินถึงอ้วน (ค่าเฉลี่ยประมาณ 26–27.9 กิโลกรัม/ตารางเมตร); ค่าความดันโลหิต (blood pressure) ของผู้ป่วยทั้งสองกลุ่มตั้งต้นอยู่ในระดับที่ใกล้เคียงกันคือ ค่าความดันซิสโตลิก ประมาณ 133–136 มิลลิเมตรปรอท และ ค่าความดันไดแอสโตลิก ประมาณ 73 มิลลิเมตรปรอท; และมีประวัติโรคประจำตัว (comorbidities) ได้แก่ โรคเบาหวานในสัดส่วนสูง คือ ร้อยละ 84.62

ในกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง และ ร้อยละ 76.92 ในกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละ สองครั้ง และมีประวัติโรคหัวใจและหลอดเลือดประมาณ 1 ใน 3 ของผู้ป่วยทั้งหมด ผู้ป่วยทั้งสองกลุ่มมีระดับ ครีเอตินินในซีรัม (serum creatinine) เริ่มต้นใกล้เคียงกัน คือ 0.90–0.96 มิลลิกรัม/เดซิลิตร eGFR เริ่มต้น และระดับไมโครอัลบูมินในปัสสาวะ (urine microalbumin) ในผู้ป่วยทั้งสองกลุ่มไม่แตกต่างกัน อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่แนวโน้มกลุ่มที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้งมีสัดส่วนผู้ป่วยที่มีโปรตีนรั่ว รุนแรง (>300 มิลลิกรัม/กรัม) มากกว่ากลุ่ม ที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง (ร้อยละ 15.3 เทียบกับ ร้อยละ 1.9) ผู้ป่วยทั้งสองกลุ่มมีระดับ ฮีโมโกลบินเฉลี่ยประมาณ 12 กรัม/เดซิลิตร และผู้ป่วย ส่วนใหญ่อยู่ใน CKD stage G2

จากการวิเคราะห์ปัจจัยที่สัมพันธ์กับการชะลอ ไตเสื่อมในผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril พบว่าปัจจัย

ที่สัมพันธ์กับความเสี่ยงที่มีมีฐานระยะเวลาที่ระดับ ครีเอตินินในซีรัม (serum creatinine) เพิ่มขึ้นสอง เท่าของค่าเริ่มต้น หรือระยะเวลาที่อัตราการกรอง ของไต (GFR) ลดลงครึ่งหนึ่งของค่าเริ่มต้นอยู่ที่ 8.09 ปี ได้แก่ อายุ โดยเป็นปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ทั้งการวิเคราะห์โดยใช้ univariate และ multivariate cox proportional hazard regression (adjusted HR 0.957; 95% CI 0.931–0.984; p-value = .002) และพบว่าปัจจัยอื่น ๆ ที่ทำการศึกษได้แก่ เพศ, ดัชนีมวลกาย, ความดันโลหิต, ประวัติการเป็นโรคหัวใจ และหลอดเลือด, ระดับครีเอตินินในซีรัม (serum creatinine) เริ่มต้น, ประวัติการเป็นโรคเบาหวาน, ไมโครอัลบูมินในปัสสาวะ (urine microalbumin) และฮีโมโกลบิน ไม่มีความสัมพันธ์กับการชะลอไตเสื่อม ในผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ดังแสดงในตารางที่ 2

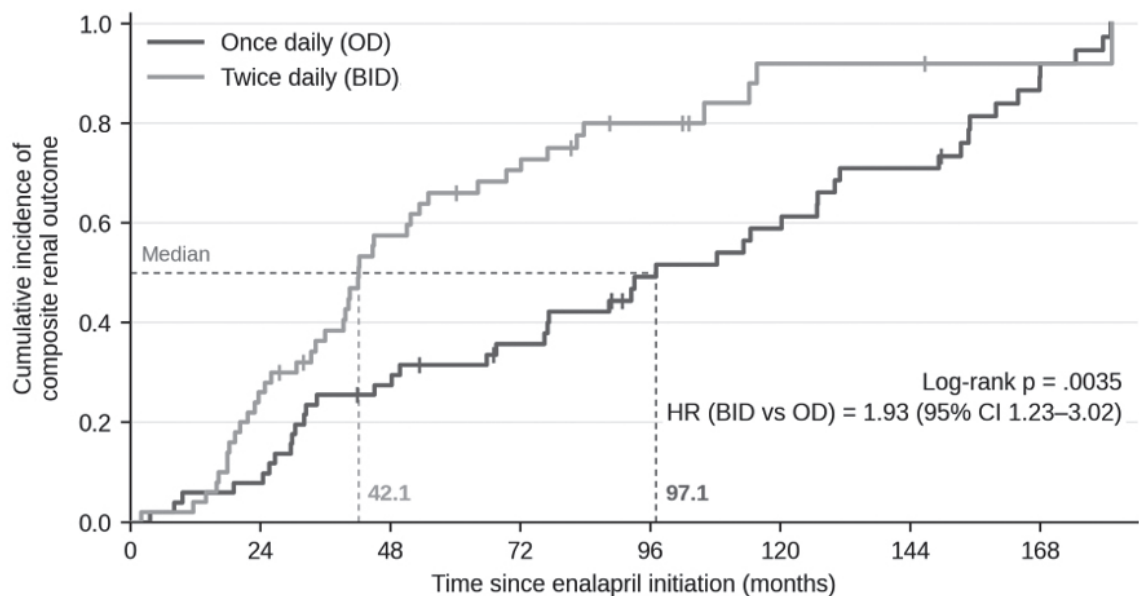
ตารางที่ 2 แสดงการวิเคราะห์เชิงเดี่ยว (univariate analysis) และการวิเคราะห์เชิงกลุ่ม (multivariate analysis)

ปัจจัย (Predictors)	Unadjusted HR (95% CI)	p-value (Unadj)	Adjusted HR (95% CI)	p-value (Adj)
เพศ (ชาย vs หญิง)	1.076 (0.688–1.682)	.748	0.887 (0.507–1.552)	.676
อายุ	0.968 (0.947–0.990)	.004	0.957 (0.931–0.984)	.002
BMI	1.002 (0.966–1.038)	.932	0.974 (0.934–1.015)	.213
Blood pressure				
● SBP	0.996 (0.983–1.008)	.482	1.001 (0.987–1.015)	.910
● DBP	0.99 (0.97–1.01)	.5632	0.99 (0.97–1.01)	.5442
ประวัติการเป็นโรคหัวใจและหลอดเลือด	1.28 (0.80–2.05)	.3074	1.52 (0.94–2.45)	.0888
Serum creatinine	0.515 (0.207–1.279)	.153	0.359 (0.116–1.110)	.075
ประวัติการเป็นโรคเบาหวาน	0.833 (0.464–1.494)	.540	0.698 (0.359–1.357)	.289
Urine microalbumin	1.280 (0.968–1.694)	.083	1.226 (0.934–1.610)	.142
Hemoglobin	1.042 (0.937–1.159)	.446	1.011 (0.904–1.130)	.848

ผลของการให้ยา enalapril วันละหนึ่งครั้งเทียบกับ วันละสองครั้งต่อการชะลอไตเสื่อม

กลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง (once daily) สามารถช่วยชะลอความเสื่อมของไตได้ยาวนานกว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง (twice daily) ได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p -value = .0035) hazard ratio ของการได้ยา enalapril แบบวันละสองครั้งเทียบกับวันละหนึ่งครั้ง = 1.93; 95% CI 1.23–3.02; propensity-adjusted HR 1.92;

95% CI 1.21–3.05 โดยกลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง (once daily: OD) มีมัธยฐานระยะเวลาที่ระดับครีเอตินีนในซีรัม (serum creatinine) เพิ่มขึ้นสองเท่าของค่าเริ่มต้น หรือระยะเวลาที่อัตราการกรองของไต (GFR) ลดลงครึ่งหนึ่งของค่าเริ่มต้นอยู่ที่ 8.09 ปี (97.08 เดือน) ในขณะที่กลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง (twice daily: BID) มีมัธยฐานระยะเวลาอยู่ที่ 3.51 ปี (42.09 เดือน) ดังแสดงในภาพที่ 1



ภาพที่ 1 แสดงการสะสมของค่าครีเอตินีน

วิจารณ์

การศึกษานี้เป็นการศึกษาแบบ retrospective cohort study ศึกษาผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril ในโรงพยาบาลสามพราน จังหวัดนครปฐม โดยเปรียบเทียบผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง (once daily: OD) และผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง (twice daily: BID) จำนวนกลุ่มละ 52 คน จากการศึกษาพบว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril

วันละหนึ่งครั้ง (once daily) สามารถช่วยชะลอความเสื่อมของไตได้ยาวนานกว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง (twice daily) ได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งวิเคราะห์สาเหตุของผลลัพธ์ดังกล่าวอาจเกิดจากสองปัจจัย ได้แก่

1) เภสัชจลนศาสตร์ (Pharmacokinetics): ยา enalapril สามารถยับยั้งการทำงานของเอนไซม์ ACE (ACE activity inhibition) ได้ยาวนานมากกว่า

24 ชั่วโมง ดังนั้น การบริหารยาวันละ 1 ครั้ง (OD) ทำให้ระดับยาสูงเพียงพอ (peak concentration) ในช่วงแรกเพื่อยับยั้งระบบ renin-angiotensin-aldosterone system ได้อย่างมีประสิทธิภาพ และฤทธิ์ตกค้าง (trough) ยังเพียงพอที่จะคุมความดันโลหิตได้ตลอด 24 ชั่วโมง⁸ การศึกษาทางเภสัชจลนศาสตร์พบว่า enalaprilat (active metabolite) มีคุณสมบัติในการจับกับเอนไซม์ ACE ได้อย่างแน่นหนาและยาวนาน (prolonged binding) ส่งผลให้มีระยะเวลาออกฤทธิ์ทางชีวภาพ (biological duration of action) ครอบคลุม 24 ชั่วโมง⁹

2) ความร่วมมือในการรับประทานยา (Adherence/Compliance): การรับประทานยาวันละ 1 ครั้ง (OD) ทำได้ง่ายกว่าการรับประทานยาวันละ 2 ครั้ง (BID) ส่งผลให้ผู้ป่วยสามารถรับประทานยาได้อย่างสม่ำเสมอ ทำให้ระดับยาในเลือดคงที่ สอดคล้องกับงานวิจัยก่อนหน้า Claxton และคณะ¹⁰ และ Iskedjian และคณะ¹¹ ที่พบว่ารูปแบบการบริหารยาวันละ 1 ครั้ง (OD) สัมพันธ์กับความร่วมมือในการใช้ยาของผู้ป่วย (adherence) ที่ดีกว่าการบริหารยาวันละ 2 ครั้ง (BID) อย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งเป็นปัจจัยสำคัญที่ช่วยชะลอการเสื่อมของไตในระยะยาว อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้ไม่ได้เก็บข้อมูลความร่วมมือในการใช้ยา (medication adherence) ของผู้ป่วยโดยตรง ดังนั้นคำอธิบายว่าความแตกต่างของผลลัพธ์เกิดจากความร่วมมือในการใช้ยาที่ดีกว่าในกลุ่มที่ได้ยาแบบวันละหนึ่งครั้ง จึงเป็นเพียงสมมติฐาน (hypothesis) ที่อธิบายกลไกที่เป็นไปได้ ไม่สามารถสรุปเป็นข้อเท็จจริงจากข้อมูลของการศึกษานี้ได้ และจำเป็นต้องมีการศึกษาที่วัด adherence โดยตรงเพื่อยืนยันต่อไป

ข้อจำกัดของการศึกษา

การศึกษานี้เป็นการศึกษาแบบย้อนหลัง (retrospective cohort study) ในโรงพยาบาลแห่งเดียว (single center) การเลือกให้ยา enalapril

แบบวันละหนึ่งครั้งหรือวันละสองครั้ง ไม่ได้เป็นการสุ่ม (non-randomized) แต่ขึ้นกับดุลยพินิจของแพทย์ผู้รักษา จึงมีโอกาสเกิดอคติในการเลือกกลุ่มตัวอย่าง (selection bias) และปัจจัยรบกวนจากข้อบ่งชี้ (confounding by indication) โดยพบว่ากลุ่มที่ได้ยาแบบวันละสองครั้งมีสัดส่วนผู้ป่วยที่มี urine microalbumin มากกว่า 300 มิลลิกรัม/กรัม สูงกว่ากลุ่มที่ได้ยาแบบวันละหนึ่งครั้ง (ร้อยละ 15.3 เทียบกับ ร้อยละ 1.9) ซึ่งแม้จะไม่แตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p = .13$) แต่มีความแตกต่างทางคลินิกที่บ่งชี้ว่ากลุ่มที่ได้ยาแบบวันละสองครั้งอาจมีโรครุนแรงกว่าตั้งแต่เริ่มต้น

การคำนวณขนาดตัวอย่าง อ้างอิงจากการศึกษา REIN (REIN study) ซึ่งเปรียบเทียบกับยาหลอก (placebo) ไม่ใช่การเปรียบเทียบรูปแบบการให้ยาแบบวันละหนึ่งครั้งกับวันละสองครั้งโดยตรง ค่าประมาณขนาดของผล (effect size) ที่ใช้จึงอาจไม่เหมาะสมกับคำถามวิจัยนี้ และการศึกษาอาจมีอำนาจการทดสอบ (power) ไม่เพียงพอสำหรับความแตกต่างที่แท้จริงระหว่างสองรูปแบบการให้ยา

การศึกษานี้ไม่ได้เก็บข้อมูลความร่วมมือในการใช้ยา (medication adherence) และการใช้ยาอื่นร่วมที่มีผลต่อไต เช่น ยากลุ่ม NSAID ซึ่งอาจเป็นปัจจัยรบกวนผลลัพธ์ ผลการศึกษานี้จึงควรตีความด้วยความระมัดระวัง และควรได้รับการยืนยันด้วยการศึกษาแบบไปข้างหน้า (prospective) หรือการทดลองแบบสุ่มและมีกลุ่มควบคุม (randomized controlled trial) แบบหลายศูนย์ในอนาคต

ข้อเสนอแนะ

จากผลการวิจัยพบว่าการบริหารยา enalapril แบบวันละครั้ง (once daily: OD) ช่วยชะลอการเสื่อมของไตได้ดีกว่าแบบวันละสองครั้ง (twice daily: BID) อย่างมีนัยสำคัญ ดังนั้นแพทย์ควรพิจารณาเลือกสั่งใช้ยา enalapril ขนาด 20 มิลลิกรัม ในรูปแบบ “วันละ 1 ครั้ง” (once daily: OD) เป็นทางเลือกในการเริ่มยา หรือ

พิจารณาปรับเปลี่ยนรูปแบบวิธีการรับประทานยาของผู้ป่วยที่เดิมรับประทานยาแบบวันละสองครั้ง เป็นการรับประทานวันละหนึ่งครั้ง เพื่อผลลัพธ์ในการชะลอไตเสื่อมที่ดี และความสะดวกในการรับประทานยาของผู้ป่วย รวมทั้งอาจพิจารณาเก็บข้อมูลต่อเนื่องในยาในกลุ่ม ACEI และ ARB ชนิดอื่นว่ามีผลลัพธ์เหมือนกันหรือไม่ และติดตามผลลัพธ์การชะลอความเสื่อมของไตในกลุ่มผู้ป่วยที่เปลี่ยนวิธีการรับประทานยาต่อไปในอนาคต

สรุป

กลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง (once daily) สามารถช่วยชะลอความเสื่อมของไตได้ยาวนานกว่ากลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง (twice daily) ได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p\text{-value} = .0035$) โดยกลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละหนึ่งครั้ง (once daily: OD) มีมีัฐานระยะเวลาที่ระดับครีเอตินินในซีรัม (serum creatinine) เพิ่มขึ้นสองเท่าของค่าเริ่มต้น หรือระยะเวลาที่อัตราการกรองของไต (GFR) ลดลงครึ่งหนึ่งของค่าเริ่มต้นอยู่ที่ 8.09 ปี (97.08 เดือน) ในขณะที่กลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับยา enalapril วันละสองครั้ง (twice daily: BID) มีมีัฐานระยะเวลาอยู่ที่ 3.51 ปี (42.09 เดือน) โดย อายุ เป็นปัจจัยที่สัมพันธ์กับระยะเวลาที่ไตเสื่อมอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

เอกสารอ้างอิง

1. Cockwell P, Fisher LA. The global burden of chronic kidney disease. *Lancet*. 2020; 395(10225):662–4.
2. GBD Chronic Kidney Disease Collaboration. Global, regional, and national burden of chronic kidney disease, 1990–2017: A systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. *Lancet*. 2020;395(10225):709–33. doi: 10.1016/S0140-6736(20)30045-3.
3. Health Data Center, Ministry of Public Health. Situation of chronic kidney disease in Thailand, fiscal year 2024 [internet]. 2024 [cited 2026 Mar 5]; Available from: URL: <https://ddc.moph.go.th > brc > news>
4. The Nephrology Society of Thailand. News and events [internet]. 2025 [cited 2025 Aug 1]. Available from: URL: <https://www.nephrothai.org/en/home/>
5. Kidney Disease: Improving Global Outcomes Blood Pressure Work Group. KDIGO 2021 clinical practice guideline for the management of blood pressure in chronic kidney disease. *Kidney Int*. 2021;99(3S):S1–S87. doi: 10.1016/j.kint.2020.11.003.
6. Kidney Disease: Improving Global Outcomes Diabetes Work Group. KDIGO 2022 clinical practice guideline for diabetes management in chronic kidney disease. *Kidney Int*. 2022;102(5S):S1–S127. doi: 10.1016/j.kint.2022.06.008.

7. Randomised placebo-controlled trial of effect of ramipril on decline in glomerular filtration rate and risk of terminal renal failure in proteinuric, non-diabetic nephropathy. The GISEN Group (Gruppo Italiano di Studi Epidemiologici in Nefrologia). *Lancet*. 1997;349(9069):1857–63.
8. Biollaz J, Schelling JL, Jacot-Des-Combes B, Brunner DB, Desponds G, Brunner HR, et al. Enalapril maleate and a lysine analogue (MK-521): disposition in man. *Clin Pharmacol Ther*. 1981;29(5):665–70.
9. Davies RO, Irvin JD, Kramsch DK, Walker JF. Overview of the clinical pharmacokinetics of enalapril. *Clin Pharmacokinet*. 1984;9(4):285–95.
10. Claxton AJ, Cramer J, Pierce C. A systematic review of the associations between dose regimens and medication compliance. *Clin Ther*. 2001;23(8):1296–310. doi: 10.1016/s0149-2918(01)80109-0.
11. Iskedjian M, Einarson TR, MacKeigan LD, Shear N, Addis A, Mittmann N, et al. Relationship between daily dose frequency and adherence to antihypertensive pharmacotherapy: Evidence from a meta-analysis. *Clin Ther*. 2022;24(2):302–16. doi: 10.1016/s0149-2918(02)85026-3.

ความสัมพันธ์ระหว่างคะแนนพฤติกรรมสุขภาพด้านการนอนหลับ
กับดัชนีมวลกายและภาวะอ้วนในผู้รับบริการวัยทำงาน
คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี
Relationship of Sleep Health Behavior Score with Body Mass Index
and Obesity Among Working-Age Adults at the Lifestyle Medicine
Clinic, Health Promotion Center Region 5, Ratchaburi

ชัชวิน วังวรัญญู พ.บ.,
แพทย์เวชปฏิบัติทั่วไป
โรงพยาบาลมหาชัย 2
จังหวัดสมุทรสาคร

Chatchawin Wangvarunyoo M.D.,
General Practitioner
Mahachai 2 Hospital
Samut Sakhon

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างคะแนนพฤติกรรมสุขภาพด้านการนอนหลับ กับดัชนีมวลกาย และภาวะอ้วน ในผู้รับบริการวัยทำงาน คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

วิธีการศึกษา: การวิจัยเชิงวิเคราะห์แบบย้อนหลัง รวบรวมข้อมูลผู้รับบริการวัยทำงานอายุ 18-59 ปี จำนวน 170 ราย จากฐานข้อมูลเวชระเบียน (เพศ อายุ น้ำหนัก ส่วนสูง และดัชนีมวลกาย) และฐานข้อมูลแบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพของคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต (การนอนหลับ การออกกำลังกาย พฤติกรรมการบริโภคอาหาร การสูบบุหรี่ การดื่มแอลกอฮอล์ และโรคประจำตัว) โดยกำหนดขนาดตัวอย่างตามหลักเกณฑ์ 10 ราย ต่อ 1 ตัวแปรอิสระ วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติเชิงพรรณนา ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สัน (Pearson correlation coefficient) การวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกทวิภาคเชิงเดี่ยว (univariable binary logistic regression) และเชิงพหุตัวแปร (multivariable binary logistic regression) ด้วยวิธี enter กำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ $p < .05$

ผลการศึกษา: กลุ่มตัวอย่างส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง (ร้อยละ 64.7); อายุเฉลี่ย 45.97 ± 10.33 ปี; ดัชนีมวลกายเฉลี่ย 27.73 ± 6.49 กิโลกรัม/ตารางเมตร; มีภาวะอ้วน (ดัชนีมวลกาย ≥ 25.0 กิโลกรัม/ตารางเมตร ตามเกณฑ์ Asian-Pacific) ร้อยละ 60.6; มีระยะเวลาการนอนหลับน้อยกว่า 7 ชั่วโมงต่อคืน ร้อยละ 46.5; คะแนนระยะเวลาการนอนหลับเฉลี่ย 2.91 ± 2.74 คะแนน; และคะแนนคุณภาพการนอนหลับเฉลี่ย 2.29 ± 1.65 คะแนน คะแนนพฤติกรรมการนอนหลับมีความสัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ระยะเวลาการนอนหลับ ($r = -0.237$; $p = .002$) และคะแนนคุณภาพการนอนหลับ ($r = -0.269$; $p < .001$) ผลการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกเชิงพหุตัวแปรด้วยวิธี enter หลังปรับอิทธิพลของอายุ ระยะเวลาการนอนหลับ การออกกำลังกาย

แบบแรงต้าน การออกกำลังกายแบบแอโรบิก พฤติกรรมเนือยนิ่ง โรคเบาหวาน และภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ พบว่าคะแนนคุณภาพการนอนหลับที่เพิ่มขึ้น 1 คะแนน สัมพันธ์กับโอกาสเกิดภาวะอ้วนที่ลดลง (adjusted OR = 0.66; 95% CI = 0.50–0.86; $p = .002$) เช่นเดียวกับอายุ (adjusted OR = 0.96; 95% CI = 0.91–1.00; $p = .036$) และการออกกำลังกายแบบแอโรบิก (adjusted OR = 0.61; 95% CI = 0.43–0.87; $p = .006$) ขณะที่โรคเบาหวาน สัมพันธ์กับโอกาสเกิดภาวะอ้วนที่เพิ่มขึ้น (adjusted OR = 6.10; 95% CI = 1.47–25.35; $p = .013$)

สรุป: คะแนนคุณภาพการนอนหลับมีความสัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกายและกับภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หลังปรับอิทธิพลของอายุ พฤติกรรมการออกกำลังกาย และโรคประจำตัว อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้เป็นการศึกษาภาคตัดขวาง จึงไม่สามารถสรุปความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลได้ ผลการศึกษาชี้ว่าการประเมินคุณภาพการนอนหลับควรได้รับการพิจารณาเป็นส่วนหนึ่งของการประเมินผู้รับบริการในคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ร่วมกับการประเมินพฤติกรรมการออกกำลังกายและโรคประจำตัว

คำสำคัญ: คะแนนพฤติกรรมสุขภาพการนอนหลับ ดัชนีมวลกาย ภาวะอ้วน ผู้รับบริการวัยทำงาน เวชศาสตร์วิถีชีวิต

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 423–436.

Abstract

Objective: To examine the relationship between sleep health behavior scores and body mass index (BMI) and obesity among working-age adults at the Lifestyle Medicine Clinic, Health Promotion Center Region 5, Ratchaburi

Methods: A retrospective analytic study was conducted among 170 working-age clients aged 18–59 years. Data were obtained from electronic medical records (sex, age, weight, height, and body mass index) and the Lifestyle Medicine Clinic’s health behavior assessment database (sleep, physical activity, dietary behavior, smoking, alcohol consumption, and comorbidities). The sample size was determined using the criterion of 10 observations per independent variable. Data were analyzed using descriptive statistics, the Pearson correlation coefficient, univariable binary logistic regression, and multivariable binary logistic regression (enter method). Statistical significance was set at $p < .05$.

Results: Most participants were female (64.7%); a mean age was 45.97 ± 10.33 years with a mean BMI of 27.73 ± 6.49 kg/m²; 60.6% were classified as obese (BMI ≥ 25.0 kg/m², Asian-Pacific criteria). There were 46.5% of participants who slept fewer than 7 hours per night. The mean sleep duration score was 2.91 ± 2.74 and the mean sleep quality score was 2.29 ± 1.65 . Sleep behavior scores were significantly and inversely correlated with BMI: sleep duration score ($r = -0.237$; $p = .002$) and sleep quality score ($r = -0.269$; $p < .001$). In the multivariable binary logistic regression model (enter method), after adjusting for age, sleep duration score, resistance exercise, aerobic exercise,

sedentary time, diabetes mellitus, and dyslipidemia, a one-point increase in the sleep quality score was independently associated with lower odds of obesity (adjusted OR = 0.66; 95% CI = 0.50–0.86; $p = .002$), as were age (adjusted OR = 0.96; 95% CI = 0.91–1.00; $p = .036$) and aerobic exercise (adjusted OR = 0.61; 95% CI = 0.43–0.87; $p = .006$), whereas diabetes mellitus was associated with higher odds of obesity (adjusted OR = 6.10; 95% CI = 1.47–25.35; $p = .013$).

Conclusion: Sleep quality score was inversely and independently associated with both BMI and obesity after adjustment for age, physical activity, and comorbidities. Because of the cross-sectional design, causal inference cannot be drawn. These findings support incorporating sleep quality assessment into routine evaluation at lifestyle medicine clinics, alongside physical activity and comorbidity assessment.

Keywords: sleep health behavior score, body mass index, obesity, working-age adults, lifestyle medicine

Received: Apr 8, 2026; Revised: Jun 30, 2026; Accepted: Aug 28, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 423–436.

บทนำ

ในศตวรรษที่ 21 ภาวะน้ำหนักเกินและโรคอ้วนเป็นวิกฤตสาธารณสุขระดับโลกและระดับประเทศที่สำคัญ องค์การอนามัยโลก (World Health Organization: WHO) จัดให้โรคอ้วนเป็น “โรคเรื้อรัง” ที่มีความซับซ้อน เกิดจากปัจจัยทางพันธุกรรม สิ่งแวดล้อม และพฤติกรรมร่วมกัน¹ สำหรับประชากรเอเชียรวมถึงคนไทย ภาวะน้ำหนักเกินกำหนดที่ดัชนีมวลกาย 23.0–24.9 กิโลกรัม/ตารางเมตร และภาวะอ้วนที่ดัชนีมวลกาย ≥ 25.0 กิโลกรัม/ตารางเมตร^{1,2} เนื่องจากมีความเสี่ยงต่อภาวะแทรกซ้อนทางเมตาบอลิกสูงกว่าชาวตะวันตกในระดับดัชนีมวลกายที่ต่ำกว่า

แม้แนวทางการรักษาโรคอ้วนจะมุ่งเน้นการปรับเปลี่ยนพฤติกรรมด้านโภชนาการและการออกกำลังกายเป็นหลัก แต่ Mozaffarian และคณะ³ ชี้ว่าการปรับเปลี่ยนวิถีชีวิตเพียงบางด้านอาจไม่เพียงพอต่อการควบคุมน้ำหนักในระยะยาว ปัจจัยสำคัญที่มักถูกละเลยในวัยทำงาน คือ “การนอนหลับ”

เนื่องจากภาระงานและความเครียดส่งผลให้นอนหลับไม่เพียงพอหรือมีคุณภาพการนอนหลับลดลง หลักฐานทางชีววิทยาและเมตาบอลิซึมยืนยันว่าการอดนอนส่งผลกระทบต่อสุขภาพหัวใจและเมตาบอลิก (cardiometabolic health)^{4,5} โดยทำให้ระดับเลปติน (leptin) ลดลง ระดับเกรลิน (ghrelin) เพิ่มขึ้น ส่งผลให้บริโภคอาหารเกินความต้องการและน้ำหนักตัวเพิ่มขึ้น⁶ อีกทั้งยังกระตุ้นวงจรประสาท amygdala–hypothalamus เพิ่มความต้องการอาหารพลังงานสูงผ่านกลไกการให้รางวัลของสมอง⁷

หลักฐานเชิงประจักษ์ในประเทศไทยพบว่า ผู้ที่มีระยะเวลาการนอนหลับสั้นมีความเสี่ยงต่อภาวะอ้วนเพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ⁸ สอดคล้องกับการศึกษาระยะยาวของ Patel และคณะ⁹ และงานวิจัยที่รายงานว่า การอดนอนทำให้การควบคุมระดับน้ำตาลในเลือด (glycemic regulation) บกพร่อง รบกวนสมดุลฮอร์โมนความหิว¹⁰ เพิ่มการบริโภคอาหารพลังงานสูง¹¹ เป็นอุปสรรคต่อการลดน้ำหนัก¹² และ

คุณภาพการนอนที่ต่ำสัมพันธ์กับตัวบ่งชี้ทางชีวเคมีของโรคอ้วน¹³ ซึ่งสอดคล้องกับแนวคิดเวชศาสตร์วิถีชีวิต (lifestyle medicine) 6 ด้าน ของ Rippe¹⁴ ที่กำหนดให้การนอนหลับเป็นหนึ่งในเสาหลักของการส่งเสริมสุขภาพ

กรมอนามัย กระทรวงสาธารณสุข ได้จัดตั้งคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ณ ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี¹⁵ และใช้แบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพของกรมอนามัย¹⁶ ซึ่งครอบคลุมการนอนหลับเป็นหนึ่งในองค์ประกอบการประเมิน 6 ด้าน หลักฐานจากต่างประเทศยืนยันว่าสุขภาพการนอนหลับที่ดีสัมพันธ์กับความสำเร็จในการลดน้ำหนัก¹⁷ โดยเฉพาะในวัยทำงาน¹⁸ ขณะที่ระยะเวลาและรูปแบบการนอนหลับมีความสัมพันธ์กับภาวะอ้วนในลักษณะ U-shaped¹⁹ คุณภาพการนอนที่ต่ำสัมพันธ์กับดัชนีมวลกายที่สูงขึ้น²⁰ และสุขภาพการนอนหลับแบบองค์รวมที่ดีสัมพันธ์กับดัชนีมวลกายที่ต่ำกว่าและโอกาสเกิดภาวะอ้วนที่ลดลง²¹ อย่างไรก็ตามยังขาดการศึกษาที่วิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างคะแนนพฤติกรรมสุขภาพด้านการนอนหลับจากแบบประเมินของกรมอนามัยกับดัชนีมวลกายในผู้รับบริการวัยทำงานของคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต โดยเฉพาะการวิเคราะห์ที่ปรับอิทธิพลของตัวแปรอื่นที่สำคัญ ได้แก่ พฤติกรรมการออกกำลังกาย การบริโภคอาหาร การสูบบุหรี่ การดื่มแอลกอฮอล์ และโรคประจำตัว ผู้วิจัยจึงดำเนินการศึกษานี้เพื่อเป็นข้อมูลพื้นฐานสำหรับการพัฒนาแนวทางเวชปฏิบัติ การระบุกลุ่มวัยทำงานที่มีความเสี่ยงสูง และสนับสนุนการบำบัดด้านการนอนหลับร่วมกับการปรับโภชนาการและการออกกำลังกาย เพื่อการควบคุมน้ำหนักและป้องกันโรคไม่ติดต่อเรื้อรัง (NCDs)

วัตถุประสงค์

เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างพฤติกรรมสุขภาพด้านการนอนหลับกับดัชนีมวลกาย และภาวะ

อ้วนในผู้รับบริการวัยทำงาน คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

วิธีการศึกษา

รูปแบบการวิจัยและกลุ่มตัวอย่าง

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงวิเคราะห์แบบย้อนหลัง (retrospective cross-sectional analytic study) โดยรวบรวมข้อมูลเวชระเบียนผู้รับบริการวัยทำงาน อายุ 18–59 ปี ที่เข้ารับบริการ ณ คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี¹⁵ ระหว่างเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2567 ถึงมีนาคม พ.ศ. 2569 ผู้รับบริการที่เข้าเกณฑ์เบื้องต้น 384 ราย ถูกคัดออก 214 ราย เนื่องจากอายุเกินเกณฑ์หรือข้อมูลไม่ครบถ้วน เหลือกลุ่มตัวอย่าง 170 ราย ที่มีข้อมูลครบถ้วนตามเกณฑ์คัดเข้า ได้แก่ อายุ 18–59 ปี และมีข้อมูลแบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพครบถ้วน เกณฑ์คัดออก ได้แก่ สตรีมีครรภ์ ผู้มีประวัติโรคทางสมองหรือจิตเวชรุนแรง และผู้ที่มีข้อมูลสำคัญไม่สมบูรณ์เกิน ร้อยละ 20

การคำนวณขนาดตัวอย่าง

กำหนดขนาดตัวอย่างตามหลักเกณฑ์ขั้นต่ำ 10 ราย ต่อ 1 ตัวแปรอิสระ (10 observations per independent variable) ของ Cohen และ Cohen²² โดยใช้สมการ $n = 10 \times k$ เมื่อ k คือ จำนวนตัวแปรอิสระ การศึกษานี้กำหนดตัวแปรอิสระ 17 ตัว ได้แก่ เพศ อายุ คะแนนระยะเวลาการนอนหลับ คะแนนคุณภาพการนอนหลับ การออกกำลังกายแบบแรงต้าน การออกกำลังกายแบบแอโรบิก พฤติกรรมเนือยนิ่ง การรับประทานอาหารนอกบ้าน การดื่มเครื่องดื่มรสหวาน การบริโภคผลไม้ การบริโภคผัก การสูบบุหรี่ การดื่มเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ โรคเบาหวาน โรคความดันโลหิตสูง ภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ และโรคประจำตัวอื่น ๆ จึงได้ขนาดตัวอย่าง 170 ราย ซึ่งเพียงพอตามเกณฑ์ นอกจากนี้ ได้ตรวจสอบความเพียงพอของขนาดตัวอย่างสำหรับการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติก

ด้วยหลัก events per variable (EPV) โดยกลุ่มที่มีขนาดเล็กกว่า คือ กลุ่มไม่มีภาวะอ้วน 67 ราย เมื่อนำตัวแปรเข้าสู่โมเดล 8 ตัวแปร ได้ค่า EPV เท่ากับ 8.4 ซึ่งใกล้เคียงเกณฑ์ที่แนะนำ (EPV ≥ 10)

เครื่องมือและการเก็บรวบรวมข้อมูล

ใช้แบบบันทึกข้อมูลที่ผ่านการตรวจสอบความตรงเชิงเนื้อหาโดยผู้เชี่ยวชาญ 3 ท่าน ได้แก่ แพทย์ผู้เชี่ยวชาญด้านเวชศาสตร์วิถีชีวิต/เวชศาสตร์ครอบครัว และนักวิชาการสาธารณสุข เก็บข้อมูลจาก 2 แหล่ง ได้แก่ (1) ฐานข้อมูลเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์สำหรับข้อมูลเพศ อายุ น้ำหนัก ส่วนสูง ดัชนีมวลกาย และโรคประจำตัว (โรคเบาหวาน โรคความดันโลหิตสูง ภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ และโรคประจำตัวอื่น ๆ) และ (2) ฐานข้อมูลแบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพของกรมอนามัย¹⁶ ซึ่งครอบคลุมพฤติกรรมนอนหลับ การออกกำลังกาย พฤติกรรมเนือยนิ่ง การบริโภคอาหาร การสูบบุหรี่ และการดื่มเครื่องดื่มแอลกอฮอล์

การให้คะแนนพฤติกรรมนอนหลับ

คะแนนพฤติกรรมสุขภาพด้านการนอนหลับจากแบบประเมินของกรมอนามัย¹⁶ มีคะแนนรวม 10 คะแนน ประกอบด้วย 2 องค์ประกอบ ได้แก่ คะแนนคุณภาพการนอนหลับ (sleep quality score) ช่วง 0-4 คะแนน คำนวณจากข้อคำถาม 2 ข้อ ได้แก่ ความรู้สึกสดชื่นเมื่อตื่นนอน (ตอบ “ใช่” = 2 คะแนน) และอาการหลับ ๆ ตื่น ๆ ซึ่งให้คะแนนแบบกลับด้าน (ตอบ “ไม่ใช่” = 2 คะแนน) คะแนนที่สูงกว่าหมายถึงคุณภาพการนอนหลับที่ดีกว่า; คะแนนระยะเวลาการนอนหลับ (sleep duration score) ช่วง 0-6 คะแนน คำนวณจากจำนวนชั่วโมงการนอนต่อวัน โดยนอน <7 ชั่วโมง = 0 คะแนน, นอน 7 ชั่วโมง = 5 คะแนน, และนอน ≥ 8 ชั่วโมง = 6 คะแนน คะแนนที่สูงกว่าหมายถึงระยะเวลาการนอนหลับที่เหมาะสม ทั้งนี้ได้บันทึกจำนวนชั่วโมงการนอนต่อคืนและจำแนกเป็นนอนไม่เพียงพอ (<7 ชั่วโมง) และนอนเพียงพอ (7-9 ชั่วโมง)

ตามคำแนะนำมาตรฐาน; ผลรวมของทั้งสององค์ประกอบเรียกว่า คะแนนรวมพฤติกรรมนอนหลับ (0-10 คะแนน) อย่างไรก็ตาม เนื่องจากคะแนนรวมเกิดจากคะแนนย่อยทั้งสอง จึงไม่นำเข้าสู่โมเดลร่วมกับคะแนนย่อยเพื่อหลีกเลี่ยงปัญหา ภาวะร่วมเส้นตรงพหุ (multicollinearity) โดยใช้เฉพาะคะแนนคุณภาพการนอนหลับและคะแนนระยะเวลาการนอนหลับในการวิเคราะห์ถดถอย ส่วนคะแนนรวมใช้เพื่อการวิเคราะห์เชิงพรรณนา

ตัวแปรที่ศึกษา

ตัวแปรตาม ได้แก่ ดัชนีมวลกาย (ตัวแปรต่อเนื่อง) และภาวะอ้วน (ดัชนีมวลกาย ≥ 25.0 กิโลกรัม/ตารางเมตร = มีภาวะอ้วน; <25.0 กิโลกรัม/ตารางเมตร = ไม่มีภาวะอ้วน) ตามเกณฑ์กรมอนามัยและ WHO Asia-Pacific^{1,2}

ตัวแปรอิสระหลัก ได้แก่ คะแนนระยะเวลาการนอนหลับและคะแนนคุณภาพการนอนหลับ ส่วนตัวแปรกวน ได้แก่ อายุ เพศ การออกกำลังกายแบบแรงต้าน การออกกำลังกายแบบแอโรบิก พฤติกรรมเนือยนิ่ง การรับประทานอาหารนอกบ้าน การดื่มเครื่องดื่มรสหวาน การบริโภคผลไม้ การบริโภคผัก การสูบบุหรี่ การดื่มแอลกอฮอล์ โรคเบาหวาน โรคความดันโลหิตสูง ภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ และโรคประจำตัวอื่น ๆ

การวิเคราะห์ข้อมูล

วิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรม IBM SPSS Statistics นำเสนอข้อมูลด้วยสถิติเชิงพรรณนา ได้แก่ จำนวน ร้อยละ ค่าเฉลี่ย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน วิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระกับดัชนีมวลกายด้วยค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สัน สำหรับภาวะอ้วนซึ่งเป็นตัวแปรทวิภาค วิเคราะห์ 2 ขั้นตอน ได้แก่ (1) การวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกทวิภาคเชิงเดี่ยว (univariable binary logistic regression) เพื่อหาค่า crude odds ratio และช่วงความเชื่อมั่น 95%

และ (2) การวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกทวิภาคเชิงพหุตัวแปร (multivariable binary logistic regression) ด้วยวิธี enter รายงานค่า adjusted odds ratio พร้อมช่วงความเชื่อมั่น 95% เนื่องจากข้อจำกัดด้านจำนวนเหตุการณ์ต่อตัวแปร จึงจำกัดโมเดลไว้ 8 ตัวแปร ได้แก่ (1) คะแนนระยะเวลาการนอนหลับและคะแนนคุณภาพการนอนหลับ ซึ่งกำหนดให้อยู่ในโมเดลตามกรอบแนวคิด; (2) อายุ; (3) ตัวแปรกิจกรรมทางกาย 3 ตัว ได้แก่ การออกกำลังกายแบบแรงต้าน การออกกำลังกายแบบแอโรบิก และพฤติกรรมเนือยนิ่ง; และ (4) โรคเบาหวานกับภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ ซึ่งมีความสัมพันธ์กับภาวะอ้วนในการวิเคราะห์เชิงเดี่ยวที่ระดับ $p < .10$ ส่วนตัวแปรด้านพฤติกรรมกรรมการบริโภคอาหาร การสูบบุหรี่ การดื่มแอลกอฮอล์ เพศ และโรคความดันโลหิตสูง ซึ่งไม่พบความสัมพันธ์ ($p > .10$) ไม่ได้นำเข้าสู่โมเดล ผู้วิจัยเลือกใช้วิธี enter เนื่องจากการวิจัยเชิงอธิบายที่มุ่งประเมินความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรต้นกับตัวแปรตามภายหลังควบคุมตัวแปรกวน และตรวจสอบข้อตกลงของโมเดล ได้แก่ ความเป็นอิสระของข้อมูล และภาวะร่วมเส้นตรงพหุ (multicollinearity) ด้วยค่า variance inflation factor (VIF < 5) และ tolerance (> 0.20)

โครงการวิจัยได้รับการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี เอกสารรับรองเลขที่ 14/2569 วันที่ 16 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2569

ผลการศึกษา

กลุ่มตัวอย่าง จำนวน 170 ราย ส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง (ร้อยละ 64.7); อายุเฉลี่ย 45.97 ± 10.33 ปี (พิสัย 19–59 ปี); กลุ่มอายุ ≥ 41 ปี มีสัดส่วนมากที่สุด (ร้อยละ 71.8); ดัชนีมวลกาย เฉลี่ย 27.73 ± 6.49 กิโลกรัม/ตารางเมตร (พิสัย 16.94–65.32 กิโลกรัม/ตารางเมตร) เมื่อจำแนกตามเกณฑ์ Asian-Pacific พบว่ากลุ่มตัวอย่างมีภาวะอ้วน (ดัชนีมวลกาย ≥ 25.0 กิโลกรัม/ตารางเมตร) ร้อยละ 60.6 มีโรคประจำตัว (comorbidities) ร้อยละ 56.5 โดย dyslipidemia เป็นโรคที่พบมากที่สุด ร้อยละ 37.6 ด้านพฤติกรรมสุขภาพอื่น ๆ พบว่ากลุ่มตัวอย่างส่วนใหญ่ไม่สูบบุหรี่ (ร้อยละ 97.1) และไม่ดื่มเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ (ร้อยละ 82.9) มีการออกกำลังกายแบบแรงต้านเฉลี่ย 1.33 ± 1.58 วันต่อสัปดาห์ การออกกำลังกายแบบแอโรบิกเฉลี่ย 1.10 ± 1.27 ชั่วโมงต่อสัปดาห์ และมีพฤติกรรมเนือยนิ่งเฉลี่ย 4.56 ± 2.22 ชั่วโมงต่อวัน

สำหรับพฤติกรรมการนอนหลับ กลุ่มตัวอย่างมีระยะเวลาการนอนหลับเฉลี่ย 6.66 ± 1.08 ชั่วโมงต่อคืน ร้อยละ 46.5 มีระยะเวลาการนอนหลับน้อยกว่า 7 ชั่วโมงต่อคืน ซึ่งถือว่าไม่เพียงพอตามคำแนะนำคะแนนระยะเวลาการนอนหลับเฉลี่ย 2.91 ± 2.74 คะแนน คะแนนคุณภาพการนอนหลับเฉลี่ย 2.29 ± 1.65 คะแนน และคะแนนรวมพฤติกรรมนอนหลับเฉลี่ย 5.20 ± 3.66 คะแนน รายละเอียดแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 พฤติกรรมการนอนหลับของกลุ่มตัวอย่าง ($n = 170$)

ตัวแปร	($n = 170$)	ร้อยละ
ระยะเวลาการนอนหลับ (ชั่วโมง/คืน)		
<7 ชั่วโมง (ไม่เพียงพอ)	79	46.5
7–9 ชั่วโมง (เพียงพอ)	91	53.5
(ค่าเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน = 6.66 ± 1.08 ชั่วโมง; พิสัย 4.0–10.0)		

ตารางที่ 1 พฤติกรรมการนอนหลับของกลุ่มตัวอย่าง (n = 170) (ต่อ)

ตัวแปร	(n = 170)	ร้อยละ
คะแนนระยะเวลาการนอนหลับ		
0 คะแนน (นอน <7 ชั่วโมง/วัน)	79	46.5
5 คะแนน (นอน 7 ชั่วโมง/วัน)	52	30.6
6 คะแนน (นอน ≥8 ชั่วโมง/วัน)	39	22.9
(ค่าเฉลี่ย ± ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน = 2.91 ± 2.74; พิสัย 0-6)		
ข้อความถามด้านคุณภาพการนอนหลับ		
ตื่นเช้ามาด้วยความรู้สึกสดชื่น (ตอบว่าใช่ = 2 คะแนน)	110	64.7
มักมีอาการหลับ ๆ ตื่น ๆ (ตอบว่าใช่ = 0 คะแนน)	85	50.0
(คะแนนคุณภาพการนอนหลับ: ค่าเฉลี่ย ± ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน = 2.29 ± 1.65; พิสัย 0-4)		

ความสัมพันธ์ระหว่างพฤติกรรมนอนหลับกับ ผลการวิเคราะห์ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สันพบว่า คะแนนพฤติกรรมนอนหลับทั้ง 2 องค์ประกอบ มีความสัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ คะแนนคุณภาพการนอนหลับ ($r = -0.269$; $p < .001$) และระยะเวลาการนอนหลับ ($r = -0.237$; $p = .002$) นอกจากนี้ยังพบความสัมพันธ์เชิงลบอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ระหว่างดัชนีมวลกายกับอายุ ($r = -0.444$; $p < .001$) ภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ ($r = -0.217$; $p = .004$) การออกกำลังกายแบบแอโรบิก ($r = -0.253$; $p = .001$) การออกกำลังกายแบบแรงต้าน ($r = -0.208$; $p = .007$) และการบริโภคผลไม้ ($r = -0.151$; $p = .049$) ขณะที่ตัวแปรอื่น ๆ ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ รายละเอียดแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สันระหว่างพฤติกรรมสุขภาพและปัจจัยอื่น ๆ กับดัชนีมวลกาย

ตัวแปร	r	p-value
ระยะเวลาการนอนหลับ (ชั่วโมง/คืน)	-0.237	.002**
คะแนนคุณภาพการนอนหลับ (คะแนน)	-0.269	<.001**
อายุ (ปี)	-0.444	<.001**
เพศ (ชาย)	-0.066	.392
การออกกำลังกายแบบแรงต้าน (วัน/สัปดาห์)	-0.208	.007**
การออกกำลังกายแบบแอโรบิก (ชั่วโมง/สัปดาห์)	-0.253	.001**
พฤติกรรมเนือยนิ่ง (ชั่วโมง/วัน)	0.055	.480
การรับประทานอาหารนอกบ้าน (มื้อ/สัปดาห์)	0.085	.269
การดื่มเครื่องดื่มรสหวาน (แก้ว/สัปดาห์)	0.058	.451
การบริโภคผลไม้ (ส่วน/วัน)	-0.151	.049*

ตารางที่ 2 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สันระหว่างพฤติกรรมสุขภาพและปัจจัยอื่น ๆ กับดัชนีมวลกาย (ต่อ)

ตัวแปร	r	p-value
การบริโภคผัก (ส่วน/วัน)	-0.073	.343
การสูบบุหรี่	-0.019	.810
การดื่มเครื่องดื่มแอลกอฮอล์	-0.038	.623
โรคเบาหวาน	0.051	.511
โรคความดันโลหิตสูง	-0.059	.446
ภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ	-0.217	.004**
โรคประจำตัวอื่น ๆ	0.054	.487

ปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วน: การวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกเชิงเดี่ยว ผลการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกทวิภาคเชิงเดี่ยว (univariable binary logistic regression) พบว่าปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ อายุ (crude OR = 0.93; 95% CI = 0.90–0.96; $p < .001$) คะแนนระยะเวลาการนอนหลับ (crude OR = 0.86; 95% CI = 0.76–0.96; $p = .008$) คะแนนคุณภาพการนอนหลับ

(crude OR = 0.63; 95% CI = 0.51–0.78; $p < .001$) การออกกำลังกายแบบแรงต้าน (crude OR = 0.71; 95% CI = 0.58–0.87; $p = .001$) การออกกำลังกายแบบแอโรบิก (crude OR = 0.57; 95% CI = 0.43–0.75; $p < .001$) โรคเบาหวาน (crude OR = 3.92; 95% CI = 1.10–14.04; $p = .036$) และภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ (crude OR = 0.49; 95% CI = 0.26–0.93; $p = .029$) รายละเอียดแสดงในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ผลการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกเชิงเดี่ยวของปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วนในผู้รับบริการวัยทำงานคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี (n = 170)

ตัวแปร	จำนวน (ร้อยละ)		Crude OR	95% CI	p-value
	มีภาวะอ้วน (n = 103)	ไม่มีภาวะอ้วน (n = 67)			
ข้อมูลทั่วไปและโรคประจำตัว					
เพศ หญิง	63 (57.3)	47 (42.7)	1.00	—	—
ชาย	40 (66.7)	20 (33.3)	1.49	0.77–2.88	.232
การสูบบุหรี่ ไม่สูบ	100 (60.6)	65 (39.4)	1.00	—	—
สูบ	3 (60.0)	2 (40.0)	0.98	0.16–6.00	.978
การดื่มแอลกอฮอล์ ไม่ดื่ม	83 (58.9)	58 (41.1)	1.00	—	—
ดื่ม	20 (69.0)	9 (31.0)	1.55	0.66–3.65	.313
โรคเบาหวาน ไม่เป็น	87 (57.6)	64 (42.4)	1.00	—	—
เป็น	16 (84.2)	3 (15.8)	3.92	1.10–14.04	.036

ตารางที่ 3 ผลการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกเชิงเดี่ยวของปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วนในผู้รับบริการวัยทำงาน
คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี (n = 170) (ต่อ)

ตัวแปร	จำนวน (ร้อยละ)		Crude OR	95% CI	p-value
	มีภาวะอ้วน (n = 103)	ไม่มีภาวะอ้วน (n = 67)			
โรคความดันโลหิตสูง ไม่เป็น	85 (59.9)	57 (40.1)	1.00	—	—
เป็น	18 (64.3)	10 (35.7)	1.21	0.52–2.80	.662
ภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ ไม่เป็น	71 (67.0)	35 (33.0)	1.00	—	—
เป็น	32 (50.0)	32 (50.0)	0.49	0.26–0.93	.029
โรคประจำตัวอื่น ๆ ไม่เป็น	98 (61.6)	61 (38.4)	1.00	—	—
เป็น	5 (45.5)	6 (54.5)	0.52	0.15–1.77	.295
ตัวแปรต่อเนื่อง (ต่อการเพิ่มขึ้น 1 หน่วย) — ค่าเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน					
อายุ (ปี)	43.31 $\pm$ 10.79	50.06 $\pm$ 8.09	0.93	0.90–0.96	<.001
คะแนนระยะเวลาการนอนหลับ (คะแนน)	2.46 $\pm$ 2.71	3.60 $\pm$ 2.65	0.86	0.76–0.96	.008
คะแนนคุณภาพการนอนหลับ (คะแนน)	1.84 $\pm$ 1.65	2.99 $\pm$ 1.41	0.63	0.51–0.78	<.001
การออกกำลังกายแบบแรงต้าน (วัน/ สัปดาห์)	1.00 $\pm$ 1.35	1.84 $\pm$ 1.77	0.71	0.58–0.87	.001
การออกกำลังกายแบบแอโรบิก (ชั่วโมง/สัปดาห์)	0.76 $\pm$ 0.86	1.62 $\pm$ 1.59	0.57	0.43–0.75	<.001
พฤติกรรมเนือยนิ่ง (ชั่วโมง/วัน)	4.61 $\pm$ 2.22	4.48 $\pm$ 2.24	1.03	0.89–1.18	.700
การรับประทานอาหารนอกบ้าน (มื้อ/สัปดาห์)	4.81 $\pm$ 3.33	4.37 $\pm$ 3.27	1.04	0.95–1.14	.403
การดื่มเครื่องดื่มรสหวาน (แก้ว/ สัปดาห์)	3.50 $\pm$ 2.45	3.16 $\pm$ 2.49	1.06	0.93–1.20	.390
การบริโภคผลไม้ (ส่วน/วัน)	3.08 $\pm$ 2.20	3.63 $\pm$ 2.33	0.90	0.79–1.03	.123
การบริโภคผัก (ส่วน/วัน)	2.76 $\pm$ 1.98	3.04 $\pm$ 2.00	0.93	0.80–1.09	.357

ปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วน: การวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกเชิงพหุตัวแปร นำตัวแปรที่มีค่า $p < .10$ จากการวิเคราะห์เชิงเดี่ยว ร่วมกับคะแนนระยะเวลาการนอนหลับและคะแนนคุณภาพการนอนหลับซึ่งเป็นตัวแปรอิสระหลักตามกรอบแนวคิดการวิจัย เข้าสู่การวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกทวิภาคเชิงพหุตัวแปร

ด้วยวิธี enter รวม 8 ตัวแปร ผลการวิเคราะห์พบว่า เมื่อควบคุมอิทธิพลของตัวแปรอื่นในโมเดลแล้ว คะแนนคุณภาพการนอนหลับที่เพิ่มขึ้น 1 คะแนน สัมพันธ์กับโอกาสเกิดภาวะอ้วนที่ลดลง ร้อยละ 34.2 (adjusted OR = 0.658; 95% CI = 0.504–0.860; $p = .002$) อายุที่เพิ่มขึ้น 1 ปี สัมพันธ์กับโอกาสเกิดภาวะอ้วน

ที่ลดลง ร้อยละ 4.5 (adjusted OR = 0.955; 95% CI = 0.914–0.997; $p = .036$) และการออกกำลังกายแบบแอโรบิกที่เพิ่มขึ้น 1 ชั่วโมงต่อสัปดาห์ สัมพันธ์กับโอกาสเกิดภาวะอ้วนที่ลดลง ร้อยละ 38.8 (adjusted OR = 0.612; 95% CI = 0.430–0.871; $p = .006$) ในทางกลับกัน ผู้ที่เป็นโรคเบาหวานมีโอกาสเกิดภาวะอ้วนเป็น 6.10 เท่าของผู้ที่ไม่เป็นโรคเบาหวาน (adjusted OR = 6.101; 95% CI = 1.468–25.352; $p = .013$) ส่วนคะแนนระยะเวลาการนอนหลับ (adjusted OR = 0.880; 95% CI = 0.759–1.021; $p = .092$) การออกกำลังกายแบบแรงต้าน (adjusted OR = 0.817; 95% CI = 0.616–1.083; $p = .160$) พฤติกรรมเนือยนิ่ง (adjusted OR = 0.930; 95%

CI = 0.773–1.118; $p = .439$) และภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ (adjusted OR = 0.543; 95% CI = 0.227–1.303; $p = .172$) ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ รายละเอียดของปัจจัยที่มีนัยสำคัญทางสถิติแสดงในตารางที่ 4

การตรวจสอบภาวะร่วมเส้นตรงพบหาค่า VIF ของตัวแปรทุกตัวในโมเดลอยู่ในเกณฑ์ที่ยอมรับได้ (VIF <5 และ tolerance >0.20 ทุกตัวแปร) แสดงว่าไม่พบปัญหาภาวะร่วมเส้นตรงพหุระหว่างตัวแปรอิสระที่นำเข้าสู่โมเดล ซึ่งสอดคล้องกับการที่ผู้วิจัยได้ตัดตัวแปรคะแนนรวมพฤติกรรมนอนหลับออกจากโมเดลตั้งแต่ขั้นตอนการกำหนดตัวแปรแล้ว

ตารางที่ 4 ผลการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกเชิงพหุตัวแปรของปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วน ($n = 170$)

ตัวแปร	B	SE	Wald	Adjusted OR	95% CI	p-value
อายุ (ปี)	-0.046	0.022	4.388	0.955	0.914–0.997	.036
คะแนนระยะเวลาการนอนหลับ (คะแนน)	-0.128	0.076	2.834	0.880	0.759–1.021	.092
คะแนนคุณภาพการนอนหลับ (คะแนน)	-0.418	0.136	9.389	0.658	0.504–0.860	.002
การออกกำลังกายแบบแรงต้าน (วัน/สัปดาห์)	-0.203	0.144	1.977	0.817	0.616–1.083	.160
การออกกำลังกายแบบแอโรบิก (ชั่วโมง/สัปดาห์)	-0.492	0.180	7.431	0.612	0.430–0.871	.006
พฤติกรรมเนือยนิ่ง (ชั่วโมง/วัน)	-0.073	0.094	0.598	0.930	0.773–1.118	.439
โรคเบาหวาน	1.808	0.727	6.193	6.101	1.468–25.352	.013
ภาวะไขมันในเลือดผิดปกติ	-0.610	0.446	1.868	0.543	0.227–1.303	.172

วิจารณ์

การศึกษาครั้งนี้พบความชุกของภาวะอ้วนสูงถึง ร้อยละ 60.6 (ดัชนีมวลกายเฉลี่ย 27.73 กิโลกรัม/ตารางเมตร) ในผู้รับบริการวัยทำงาน ซึ่งเกินเกณฑ์ภาวะอ้วนตามมาตรฐาน Asian-Pacific^{1,2} และเกือบครึ่งหนึ่ง (ร้อยละ 46.5) นอนหลับน้อยกว่า 7 ชั่วโมงต่อคืน สะท้อนปัญหาการนอนหลับไม่เพียงพอในวัยทำงาน อย่างไรก็ตาม กลุ่มตัวอย่างเป็นผู้รับบริการ

คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิตซึ่งมีแนวโน้มมีสุขภาพเชิงเมตาบอลิกอยู่เดิม จึงไม่สามารถอ้างอิงถึงประชากรวัยทำงานทั่วไปได้ การวิเคราะห์ดำเนินการ 2 ขั้นตอน โดยการวิเคราะห์เชิงเดี่ยวพบปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วน 7 ตัวแปร ได้แก่ อายุ คะแนนระยะเวลาการนอนหลับ คะแนนคุณภาพการนอนหลับ การออกกำลังกายแบบแรงต้าน การออกกำลังกายแบบแอโรบิก โรคเบาหวาน และภาวะไขมันในเลือด

ผิดปกติ จากนั้นนำเข้าสู่การวิเคราะห์เชิงพหุตัวแปร ด้วยวิธี enter พบว่าคงเหลือ 4 ตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ อย่างเป็นอิสระ ได้แก่ อายุ คะแนนคุณภาพการนอนหลับ การออกกำลังกายแบบแอโรบิก และโรคเบาหวาน

ข้อค้นพบสำคัญคือ คะแนนคุณภาพการนอนหลับ ยังคงมีความสัมพันธ์เชิงลบกับภาวะอ้วนหลังปรับ อิทธิพลของอายุ พฤติกรรมการออกกำลังกาย พฤติกรรม เนิยนิ่ง และโรคประจำตัวแล้ว (adjusted OR = 0.658) แสดงว่าคุณภาพการนอนหลับมีความสัมพันธ์ กับภาวะอ้วนอย่างเป็นอิสระ ไม่ได้เป็นเพียงตัวแทนของ พฤติกรรมสุขภาพอื่น ผลการศึกษาสอดคล้องกับ Xie และคณะ²⁰ ที่พบว่าคุณภาพการนอนหลับต่ำสัมพันธ์ กับดัชนีมวลกายที่สูงขึ้น และ Hawkins และคณะ²¹ ที่รายงานว่าสุขภาวะการนอนหลับที่ดีสัมพันธ์กับโอกาส เกิดภาวะอ้วนที่ลดลง กลไกที่เป็นไปได้คือ การนอนหลับ ไม่เพียงพอหรือมีคุณภาพต่ำทำให้ระดับ leptin ลดลง และ ghrelin เพิ่มขึ้น⁶ ส่งผลให้บริโภคอาหารพลังงานสูง ผ่านวงจร amygdala-hypothalamus⁷ รบกวน glycemic regulation¹⁰ ลดกิจกรรมทางกาย และ เพิ่มพฤติกรรมการกินจุบจิบ¹¹ ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษา ในประชากรไทยของ Yiengprugsawan และคณะ⁸ และการศึกษาในวัยทำงานของต่างประเทศ¹⁸ แม้คะแนน ระยะเวลาการนอนหลับมีนัยสำคัญในการวิเคราะห์ เชิงเดี่ยว (crude OR = 0.86) แต่ไม่มีนัยสำคัญในโมเดล เชิงพหุตัวแปร (adjusted OR = 0.880; p = .092) ขณะที่คะแนนคุณภาพการนอนหลับยังคงมีนัยสำคัญ สะท้อนว่าคุณภาพการนอนหลับอาจมีความสัมพันธ์กับ ภาวะอ้วนมากกว่าระยะเวลาการนอน หรืออาจได้รับ อิทธิพลจากความสัมพันธ์ระหว่างองค์ประกอบทั้งสอง ประกอบกับค่า p ที่ใกล้ระดับนัยสำคัญ อาจเป็นผล จากอำนาจการทดสอบที่จำกัด

นอกจากนี้ เกณฑ์การให้คะแนนระยะเวลา การนอนหลับของแบบประเมินมีค่าที่เป็นไปได้เพียง 0, 5, และ 6 คะแนน จึงมีลักษณะใกล้เคียงตัวแปร

จัดกลุ่มมากกว่าตัวแปรต่อเนื่อง ทำให้การตีความค่า odds ratio ต่อการเพิ่มขึ้น 1 คะแนน ไม่สอดคล้องกับ ลักษณะข้อมูล และอาจเป็นสาเหตุหนึ่งที่ไม่พบ ความสัมพันธ์ในโมเดลเชิงพหุตัวแปร ในทางตรงกันข้าม คะแนนคุณภาพการนอนหลับมีการกระจายของคะแนน เหมาะสมกว่า การศึกษาในอนาคตจึงควรวิเคราะห์ ระยะเวลาการนอนเป็นจำนวนชั่วโมงต่อคืน หรือจำแนก เป็นกลุ่มนอนเพียงพอและนอนไม่เพียงพอ

การออกกำลังกายแบบแอโรบิกสัมพันธ์กับ โอกาสเกิดภาวะอ้วนที่ลดลง (adjusted OR = 0.612) สอดคล้องกับองค์ความรู้เดิม ส่วนความสัมพันธ์ระหว่าง โรคเบาหวานกับภาวะอ้วน (adjusted OR = 6.101) ควรตีความด้วยความระมัดระวัง เนื่องจากการศึกษา แบบภาคตัดขวางไม่สามารถระบุลำดับเวลาของ เหตุการณ์ได้ ความสัมพันธ์ดังกล่าวจึงน่าจะสะท้อน การเกิดร่วมกันของทั้งสองภาวะมากกว่าความเป็นเหตุ เป็นผลในทำนองเดียวกัน ความสัมพันธ์เชิงลบระหว่าง อายุกับภาวะอ้วน (adjusted OR = 0.955) น่าจะเกิด จาก selection effect กล่าวคือ ผู้รับบริการอายุน้อย มักมาด้วยปัญหาน้ำหนักตัว ขณะที่ผู้สูงอายุมักมาด้วย โรคเรื้อรังอื่น จึงไม่สะท้อนความสัมพันธ์ของประชากร ทั่วไป

ผลการศึกษามีนัยเชิงปฏิบัติว่า แบบประเมิน พฤติกรรมสุขภาพของกรมอนามัย¹⁶ ซึ่งใช้ในระบบ บริการอยู่แล้ว สามารถช่วยระบุผู้รับบริการที่มีคุณภาพ การนอนหลับต่ำซึ่งมีสัดส่วนภาวะอ้วนสูงกว่าได้ อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษานี้แสดงเพียงความสัมพันธ์ (association) ไม่ใช่ความเป็นเหตุและผล จึงควรมี การศึกษาแบบ randomized controlled trial หรือ prospective cohort study เพื่อยืนยันผลต่อไป

ข้อจำกัดของการศึกษาได้แก่ (1) เป็นการศึกษา ภาคตัดขวางแบบย้อนหลัง จึงไม่สามารถสรุปเหตุและ ผลได้; (2) ข้อมูลพฤติกรรมได้จากการรายงานตนเอง จึงอาจเกิด recall bias และ social desirability bias;

(3) ยังมีตัวแปรกว่าที่มิได้วัด เช่น ปริมาณพลังงานที่ได้รับ ความเครียด สถานะเศรษฐกิจสังคม การทำงานเป็นกะ พันธุกรรม การใช้ยา และสภาพแวดล้อมการนอน; (4) ค่า EPV ของโมเดลเท่ากับ 8.4 ต่ำกว่าเกณฑ์แนะนำเล็กน้อย; และ (5) กลุ่มตัวอย่างมาจากคลินิกเฉพาะทางแห่งเดียว จึงมีข้อจำกัดในการอ้างอิงสู่ประชากรทั่วไป การศึกษาในอนาคตควรใช้เครื่องมือวัดการนอนหลับเชิงวัตถุวิสัย เช่น actigraphy หรือ polysomnography ร่วมกับแบบประเมินมาตรฐาน เช่น Pittsburgh Sleep Quality Index และออกแบบการศึกษาติดตามไปข้างหน้าหรือเชิงทดลอง

สรุป

คะแนนพฤติกรรมสุขภาพด้านการนอนหลับมีความสัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และคะแนนคุณภาพการนอนหลับมีความสัมพันธ์เชิงลบกับภาวะอ้วนอย่างเป็นอิสระ (adjusted OR = 0.658; 95% CI = 0.504–0.860) หลังปรับอิทธิพลของอายุ ระยะเวลาการนอนหลับ พฤติกรรมการออกกำลังกาย พฤติกรรมเนือยนิ่ง และโรคประจำตัว โดยการออกกำลังกายแบบแอโรบิกและโรคเบาหวานมีความสัมพันธ์กับภาวะอ้วนเช่นกัน อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้เป็นการศึกษาภาคตัดขวาง จึงแสดงเพียงความสัมพันธ์ไม่สามารถสรุปเชิงเหตุและผลได้ ข้อค้นพบสนับสนุนให้การประเมินคุณภาพการนอนหลับเป็นองค์ประกอบหนึ่งของการประเมินผู้รับบริการในคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิตควบคู่กับการประเมินการออกกำลังกายและโรคประจำตัว และควรมีการศึกษาติดตามหรือการศึกษาเชิงทดลองเพื่อยืนยันความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณผู้อำนวยการและบุคลากรคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี ที่อนุเคราะห์ข้อมูลและสนับสนุนการวิจัยครั้งนี้

เอกสารอ้างอิง

1. World Health Organization. Obesity and overweight [internet]. 2024 [cited 2026 Jan 28]; Available from: URL: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>
2. สถาบันวิจัยและประเมินเทคโนโลยีทางการแพทย์ กรมการแพทย์ กระทรวงสาธารณสุข. แนวทางเวชปฏิบัติการป้องกันและดูแลรักษาโรคอ้วน. กรุงเทพมหานคร: สถาบันวิจัยและประเมินเทคโนโลยีทางการแพทย์; 2553.
3. Mozaffarian D, Hao T, Rimm EB, Willett WC, Hu FB. Changes in diet and lifestyle and long-term weight gain in women and men. *N Engl J Med*. 2011;364(25):2392–404. doi: 10.1056/NEJMoa1014296.
4. Sharma S, Kavuru M. Sleep and metabolism: an overview. *Int J Endocrinol*. 2010;2010: 270832. doi: 10.1155/2010/270832.
5. Direksunthorn T. Sleep and cardiometabolic health: A narrative review of epidemiological evidence, mechanisms, and interventions. *Int J Gen Med*. 2025;18:5831–43. doi: 10.2147/IJGM.S563616.
6. Taheri S, Lin L, Austin D, Young T, Mignot E. Short sleep duration is associated with reduced leptin, elevated ghrelin, and increased body mass index. *PLoS Med*. 2004;1(3):e62. doi: 10.1371/journal.pmed.0010062.

7. Rihm JS, Menz MM, Schultz H, Bruder L, Schilbach L, Schmid SM, et al. Sleep deprivation selectively upregulates an amygdala-hypothalamic circuit involved in food reward. *J Neurosci*. 2019;39(5):888–99. doi: 10.1523/JNEUROSCI.0250-18.2018.
8. Yiengprugsawan V, Banwell C, Seubsman SA, Sleigh AC; Thai Cohort Study Team. Short sleep and obesity in a large national cohort of Thai adults. *BMJ Open*. 2012;2(1):e000561. doi: 10.1136/bmjopen-2011-000561.
9. Patel SR, Malhotra A, White DP, Gottlieb DJ, Hu FB. Association between reduced sleep and weight gain in women. *Am J Epidemiol*. 2006;164(10):947–54. doi: 10.1093/aje/kwj280
10. Knutson KL, Spiegel K, Penev P, Van Cauter E. The metabolic consequences of sleep deprivation. *Sleep Med Rev*. 2007;11(3):163–78. doi: 10.1016/j.smrv.2007.01.002.
11. Magee CA, Huang XF, Iverson DC, Caputi P. Examining the pathways linking chronic sleep restriction to obesity. *J Obes*. 2010;2010:821710. doi: 10.1155/2010/821710.
12. Papatriantafyllou E, Efthymiou D, Zoubaneas E, Popescu CA, Vassilopoulou E. Sleep deprivation: Effects on weight loss and weight loss maintenance. *Nutrients*. 2022;14(8):1549. doi: 10.3390/nu14081549.
13. Bui PTM, Van Nguyen T, Nguyen TQ, Nguyen CD, Nguyen BV, Hoang AM, et al. Exploring the relationship between sleep quality, obesity, and biochemical markers in elderly outpatients. *Am J Hum Biol*. 2025;37(5):e70056. doi: 10.1002/ajhb.70056.
14. Rippe JM. Lifestyle medicine: The health promoting power of daily habits and practices. *Am J Lifestyle Med*. 2018;12(6):499–512. doi: 10.1177/1559827618785554.
15. โรงพยาบาลศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี. คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต (Lifestyle Medicine) [อินเทอร์เน็ต]. [เข้าถึงเมื่อ 28 มกราคม พ.ศ. 2569]; เข้าถึงได้จาก: URL: <https://hospital.hpc5.go.th/home/>
16. กรมอนามัย กระทรวงสาธารณสุข. แบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพ เวชศาสตร์วิถีชีวิต [อินเทอร์เน็ต]. [เข้าถึงเมื่อ 28 มกราคม 2569]; เข้าถึงได้จาก: URL: <https://mwi.anamai.moph.go.th/...>
17. Kline CE, Chasens ER, Bizhanova Z, Sereika SM, Buxton OM, Imes CC, et al. The association between sleep health and weight change during a 12-month behavioral weight loss intervention. *Int J Obes (Lond)*. 2021;45(3):639–49. doi: 10.1038/s41366-020-00728-8.
18. Quick V, Byrd-Bredbenner C, White AA, Brown O, Colby S, Shoenfelt J, et al. Eat, sleep, work, play: Associations of weight status and health-related behaviors among young adult college students. *Am J Health Promot*. 2014;29(2):e64–72. doi: 10.4278/ajhp.130327-QUAN-130.

19. Xu Q, Lin Z, Chen Y, Huang M. Association between sleep duration and patterns and obesity: A cross-sectional study of the 2007–2018 national health and nutrition examination survey. *BMC Public Health*. 2025;25:1460. doi: 10.1186/s12889-025-22433-9
20. Xie YJ, Loke AY, Cheung DSK, Lam Nogueira BOC, Liu K, Leung A, et al. Associations of sleep quality with body mass index and obesity: The health needs assessment study of Macao residents [Abstract P390]. *Circulation*. 2020;141(Suppl 1):AP390. doi: 10.1161/circ.141.suppl_1.P390
21. Hawkins MS, Pokutnaya DY, Duan D, Coughlin JW, Martin LM, Zhao D, et al. Associations between sleep health and obesity and weight change in adults: The Daily24 Multisite Cohort Study. *Sleep Health*. 2023;9(5):767–73. doi: 10.1016/j.sleh.2023.03.006.
22. Cohen J, Cohen P. Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences. 2nd ed. Hillsdale (NJ): Lawrence Erlbaum Associates; 1984.

ความชุกของการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลาง ถึงสูงในสตรีที่มาตรวจส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร Prevalence of High-Grade Squamous Intraepithelial Neoplasia in Women Who Underwent Colposcopy at Samutsakhon Hospital

ภัทรีณี บุญญาภิสมภาร พ.บ.,
วว. มะเร็งวิทยานรีเวช
กลุ่มงานสูติ-นรีเวช
โรงพยาบาลสมุทรสาคร
จังหวัดสมุทรสาคร

Pattrinee Boonyapisomparn M.D.,
Dip. Thai Board of Gynecologic Oncology
Division of Obstetric and Gynecology
Samutsakhon Hospital
Samut Sakhon

บทคัดย่อ

ความเป็นมา: มะเร็งปากมดลูกพบได้บ่อยในสตรีไทย ปัจจุบันมีการรณรงค์การตรวจคัดกรองมากขึ้น นำไปสู่การตรวจส่องกล้องปากมดลูกที่มากขึ้น ผู้วิจัยจึงต้องการศึกษาความชุกของการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง (HSIL/CIN2-3) จากการส่องกล้องปากมดลูก

วัตถุประสงค์: ศึกษาความชุกของการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูงในสตรีที่รับการตรวจส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร และศึกษาผลการตรวจคัดกรองของสตรีที่พบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติดังกล่าว

วิธีการศึกษา: การศึกษานี้เป็นการศึกษาย้อนหลังแบบตัดขวาง โดยศึกษาข้อมูลในสตรีที่เข้ารับการตรวจส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาลสมุทรสาครในช่วง 1 กรกฎาคม พ.ศ. 2567 ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2568 จากบันทึกเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์

ผลการศึกษา: จากข้อมูลสตรี 322 ราย พบว่ามีสตรีที่ตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง จำนวน 81 ราย คิดเป็นร้อยละ 25.2 โดยในสตรีที่ตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติดังกล่าวพบว่าผลตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกผิดปกติเป็นการติดเชื้อไวรัส HPV จำนวน 52 ราย (ร้อยละ 64.2) และผลตรวจคัดกรองแบบเซลล์ผิดปกติ จำนวน 29 ราย (ร้อยละ 35.8) โดยพบเป็น HSIL มากที่สุด จำนวน 16 ราย

สรุป: ความชุกของการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูงในสตรีที่เข้ารับการตรวจส่องกล้องปากมดลูกอยู่ที่ ร้อยละ 25.2 โดยผลตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกในสตรีที่ตรวจพบเซลล์ผิดปกติดังกล่าวเป็นจากการติดเชื้อไวรัส HPV มากที่สุด

คำสำคัญ: การตรวจส่องกล้องปากมดลูก เซลล์ปากมดลูกผิดปกติ เซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง

Abstract

Background: Cervical cancer is common in Thailand. According to the campaign in cervical cancer screening, more patients with abnormal cervical cancer screenings underwent colposcopy. This study's objective is to estimate the prevalence of high-grade squamous intraepithelial neoplasia (HSIL/CIN2-3) in women who underwent colposcopy.

Objective: A primary objective is to estimate the prevalence of high-grade squamous intraepithelial neoplasia in women who underwent colposcopy at Samutsakhon Hospital. A secondary objective is to identify cervical cancer screening result in women who developed high-grade squamous intraepithelial neoplasia.

Methods: This research is a retrospective cross-sectional study. Women who underwent colposcopy at Samutsakhon Hospital in Samut Sakhon, Thailand, from 1 July 2024 to 31 December 2025 were included. Medical data were obtained from the hospital database.

Results: Of the 322 patients who underwent colposcopy with cervical biopsy at Samutsakhon Hospital, 81 patients (25.2%) were found to have high-grade squamous intraepithelial neoplasia (HSIL). Among them, 52 patients (64.2%) had HPV infection, while 29 patients (35.8%) had abnormal PAP smears: the most common PAP smear result was HSIL (16 patients).

Conclusion: The prevalence of HSIL among women who underwent colposcopy at Samutsakhon Hospital was 25.2%. The study found that HPV infection was the most common abnormal cervical cancer screening result in those who were diagnosed with HSIL.

Keywords: colposcopy, HSIL, CIN2/3

Received: Mar 29, 2026; Revised: Jul 13, 2026; Accepted: Sep 2, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 437–445.

บทนำ

มะเร็งปากมดลูกเป็นมะเร็งที่พบได้บ่อยและเป็นอันดับ 2 ของมะเร็งในสตรีไทย¹ และถือเป็นหนึ่งในมะเร็งไม่กี่ชนิดที่สามารถป้องกันได้ และยังมีวิธีการตรวจคัดกรองที่มีประสิทธิภาพ โดยองค์การอนามัยโลก (WHO) พยายามผลักดันในการฉีดวัคซีนป้องกัน ตรวจคัดกรองเพื่อให้พบรอยโรคตั้งแต่ระยะก่อนเป็นมะเร็งหรือระยะแรกเริ่ม และให้การรักษา และตั้งเป้าหมายในการกำจัดมะเร็งปากมดลูก (cancer elimination)

ใน ค.ศ. 2030² ซึ่งหลังจากที่มีการรณรงค์พบว่า อัตราการตรวจพบมะเร็งปากมดลูกค่อย ๆ ลดลงอย่างมีนัยสำคัญ^{3,4}

ประเทศไทยเองก็มีการสนับสนุนวัคซีนป้องกันมะเร็งปากมดลูกในนักเรียน นักศึกษา และมีการรณรงค์การตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกอย่างต่อเนื่อง ทั้งการออกหน่วยตรวจโดยเจ้าหน้าที่ จนมาถึงการตรวจคัดกรองด้วยตนเอง ทำให้มีผู้ได้รับการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกเพิ่มมากขึ้นตามลำดับ เป็นผลให้มีสตรี

ที่ตรวจพบผลคัดกรองมะเร็งปากมดลูกผิดปกติมาเข้ารับ
การตรวจส่องกล้องปากมดลูกเพิ่มขึ้น

การส่องกล้องปากมดลูกเป็นหัตถการที่ช่วย
ในการวินิจฉัยเซลล์ปากมดลูกผิดปกติ โดยการใช้กล้อง
กำลังขยายสูงตรวจหารอยโรคบริเวณปากมดลูกและ
ตัดชิ้นเนื้อปากมดลูกเพื่อตรวจยืนยันความผิดปกติของ
เซลล์ปากมดลูกทำให้สามารถวินิจฉัยเซลล์ปากมดลูก
ผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง รวมไปถึงมะเร็ง
ปากมดลูกในระยะแรกเริ่ม^{5,6} นำไปสู่การรักษาที่เหมาะสม⁷
โดยพบว่าสตรีที่มีผลตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูก
ผิดปกติที่เข้ารับการตรวจส่องกล้องปากมดลูกจะพบรอย
โรคเซลล์ปากมดลูกระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง (HSIL/
CIN2-3) อยู่ที่ ร้อยละ 4.3–31.1^{8–10} และตรวจพบมะเร็ง
ปากมดลูก ร้อยละ 1.17⁹ โดยพบในกลุ่มที่มีผลการตรวจ
คัดกรองมะเร็งปากมดลูกผิดปกติสูง (ASC-H, HSIL)
มากกว่ากลุ่มที่มีความผิดปกติเล็กน้อย (ASC-US, LSIL)
และสัมพันธ์กับการติดเชื้อไวรัส HPV^{8,11}

ในจังหวัดสมุทรสาคร พบว่า ประชาชน
ที่ไม่เคยตรวจคัดกรองมาก่อนเริ่มเห็นความสำคัญและ
มาเข้ารับการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูก ทั้งโดย
เจ้าหน้าที่และตรวจคัดกรองด้วยตนเองเพิ่มขึ้น
จำนวนมาก ทำให้สามารถนำสตรีที่มีผลตรวจคัดกรอง
ผิดปกติเข้าสู่กระบวนการทางสาธารณสุข และเข้ารับ
การส่องกล้องปากมดลูกได้มากขึ้น ผู้วิจัยจึงอยากศึกษา
ความชุกของการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติ
ระดับรุนแรงปานกลางถึงสูงในสตรีที่มาตรวจส่องกล้อง
ปากมดลูกที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร รวมถึงผลตรวจ
คัดกรองมะเร็งปากมดลูกของสตรีที่พบเซลล์ปากมดลูก
ผิดปกติ

วัตถุประสงค์

วัตถุประสงค์หลัก เพื่อศึกษาความชุกของ
การตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรง
ปานกลางถึงสูง (Histology HSIL/CIN2-3) ในสตรีที่มา

รับการตรวจด้วยการส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาล
สมุทรสาคร

วัตถุประสงค์รอง เพื่อศึกษาผลการตรวจ
คัดกรอง (PAP smear / HPV testing) ของสตรีที่พบ
เซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง

วิธีการศึกษา

การศึกษานี้เป็นการศึกษาย้อนหลังแบบ
ตัดขวาง ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการการวิจัย
ในคนโรงพยาบาลสมุทรสาคร โดยศึกษาข้อมูลในสตรี
ที่เข้ารับการตรวจส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาล
สมุทรสาครจากบันทึกเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์
ของโรงพยาบาล

มีเกณฑ์การคัดเลือกผู้เข้าร่วมการวิจัย (Inclusion
criteria) คือ

- สตรีอายุตั้งแต่ 18 ปี ขึ้นไป
- ได้รับการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูก
ด้วยวิธี conventional PAP smear, liquid
based cytology, HPV testing (รวมถึง self-
sampling) หรือ co-testing
- มีผลตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกผิดปกติ
ได้แก่
 - Atypical squamous cells of
undetermined significance (ASC-
US)
 - Low-grade squamous
intraepithelial lesion (LSIL)
 - Atypical squamous cells, cannot
exclude high-grade squamous
intraepithelial lesion (ASC-H)
 - High-grade squamous
intraepithelial lesion (HSIL)
 - Squamous cell carcinoma (SCCA)
 - Atypical glandular cells (AGC)
 - Adenocarcinoma in situ (AIS)

- Adenocarcinoma (AdenoCA)
- Human papillomavirus (HPV) infection
- ได้รับการตรวจส่องกล้องปากมดลูกและตัดชิ้นเนื้อ (colposcopy with biopsy) ที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร

มีเกณฑ์การคัดออกผู้เข้าร่วมการวิจัย (Exclusion criteria) คือ

- มีข้อมูลในบันทึกเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ไม่เพียงพอ
- ไม่มีผลการตัดชิ้นเนื้อ (colposcopy with biopsy)

จากข้อมูลในครั้งหลังของปี 2567 พบว่าความชุกของการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร พบประมาณ ร้อยละ 23 คำนวนขนาดตัวอย่างใช้ค่าความคลาดเคลื่อน ร้อยละ 20 และค่า alpha 0.05 พบว่าต้องรวบรวมข้อมูลผู้ร่วมวิจัยทั้งหมด 322 ราย เนื่องจากโรงพยาบาลสมุทรสาครมีสตรีที่เข้ารับการส่องกล้องปากมดลูกเฉลี่ยเดือนละประมาณ 20–30 ราย จึงวางแผนเก็บข้อมูลย้อนหลังของสตรีที่เข้ารับการส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร ในช่วง 1 กรกฎาคม พ.ศ. 2567 ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2568 โดยเริ่มเก็บข้อมูลหลังจากที่ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการการวิจัยในคน

การวิเคราะห์ผลการวิจัยใช้โปรแกรมคอมพิวเตอร์วิเคราะห์ผลทางสถิติ โดยใช้สถิติเชิงพรรณนา ได้แก่ จำนวน ร้อยละ ค่ามัธยฐาน (median) สำหรับข้อมูลประชากรและข้อมูลพื้นฐาน อัตราร้อยละในการหาความชุกและผลการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกในสตรีที่ตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง และการทดสอบของฟิชเชอร์ (Fisher–Freeman–Halton exact test) ในการดูความแตกต่างทางสถิติ

ทำการศึกษาและการเก็บข้อมูลที่ห้องคลอดและห้องตรวจแผนกนรีเวช โรงพยาบาลสมุทรสาคร ใช้เวลาในการศึกษาประมาณ 2 เดือน

Ethics declaration - การศึกษานี้ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการการวิจัยในคนโรงพยาบาลสมุทรสาคร เลขที่โครงการวิจัย SKH REC 35/2569/V.1 วันที่ 6 มีนาคม พ.ศ. 2569

ผลการศึกษา

จากข้อมูลสตรี จำนวน 322 ราย อายุ 19–77 ปี (ค่ามัธยฐานของอายุ 39 ปี) พบว่าสตรี 257 ราย (ร้อยละ 79.8) มีประวัติตั้งครรภ์มาก่อน มีโรคประจำตัวที่ส่งผลให้มีภูมิคุ้มกันต่ำ (ได้แก่ HIV, SLE หรือ rheumatoid arthritis receiving steroid) 25 ราย (ร้อยละ 7.8) ไม่มีผู้ที่มีประวัติฉีดวัคซีน HPV มาก่อนในการศึกษานี้

ศึกษาเกี่ยวกับประวัติการตรวจคัดกรองก่อนหน้า ที่จะพบผลตรวจคัดกรองผิดปกติในครั้งนี้นั้น พบว่า 123 ราย (ร้อยละ 38.2) ไม่เคยตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกมาก่อน 74 ราย (ร้อยละ 23) เคยตรวจคัดกรองแต่ไม่สม่ำเสมอ และมีเพียง 77 ราย (ร้อยละ 23.9) มีการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกในช่วง 1–2 ปี ก่อนหน้า

สตรีจำนวน 227 ราย (ร้อยละ 70.5) พบผลตรวจคัดกรองผิดปกติจากการตรวจด้วยวิธีการหาเชื้อไวรัส HPV และ 95 ราย (ร้อยละ 29.5) ตรวจด้วยวิธีการตรวจเซลล์

จากการส่องกล้องปากมดลูกและตัดชิ้นเนื้อ พบสตรีจำนวน 81 ราย (ร้อยละ 25.2; 95% CI 20.5, 30.3) มีเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง และ 9 ราย (ร้อยละ 2.8; 95% CI 1.3, 5.2) ได้รับการวินิจฉัยเป็นมะเร็งปากมดลูก ดังแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ข้อมูลประชากรพื้นฐาน

ข้อมูลพื้นฐาน	จำนวน (n = 322)	ร้อยละ
อายุ (ปี)		
≤20	5	1.5
21–30	47	14.6
31–40	122	37.9
41–50	110	34.2
>50	38	11.8
เคยตั้งครรภ์มาก่อน	257	79.8
โรคประจำตัวที่ส่งผลให้เกิดภาวะภูมิคุ้มกันบกพร่อง*	25	7.8
ประวัติฉีดวัคซีน HPV	0	0
ประวัติการตรวจคัดกรองก่อนหน้า		
ไม่เคยตรวจมาก่อน	123	38.2
เคยตรวจแต่ไม่สม่ำเสมอ	74	23
ตรวจคัดกรองก่อนหน้า 1–2 ปี	77	23.9
ผลตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกผิดปกติ		
HPV testing	227	70.5
Cytology	95	29.5
ผลการตรวจคัดกรองด้วยการส่องกล้องปากมดลูก และตัดชิ้นเนื้อ (colposcopy with biopsy)		
≤LSIL	232	72
HSIL	81	25.2
Cancer	9	2.8

* ได้แก่ HIV, SLE หรือ rheumatoid arthritis receiving steroid

(LSIL: Low-grade squamous intraepithelial lesion, HSIL: High-grade squamous intraepithelial lesion)

จากการศึกษานี้ดังแสดงในตารางที่ 2 พบว่า ผลการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกในสตรีที่มีเซลล์ปากมดลูกผิดปกติรุนแรงปานกลางถึงสูง 81 ราย เป็นการติดเชื้อ HPV 52 ราย (ร้อยละ 64.2) และมีผลตรวจคัดกรองพบเซลล์ผิดปกติ จำนวน 29 ราย (ร้อยละ 35.8) แบ่งเป็นตรวจพบ LSIL 8 ราย, ASC-H 3 ราย, HSIL 16 ราย, AGC 1 ราย, และ SCCA 1 ราย และพบเป็นมะเร็งปากมดลูก 9 ราย โดยสตรีที่ตรวจพบเป็นมะเร็งปากมดลูกมีผลการตรวจคัดกรองเป็นการติดเชื้อ

HPV 7 ราย, ผลตรวจคัดกรองเซลล์ผิดปกติเป็น LSIL 1 ราย, และ AGC 1 ราย

อย่างไรก็ตาม ไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญของผลการตรวจพบเชื้อไวรัส HPV ในสตรีที่พบและไม่พบเซลล์ผิดปกติรุนแรง แต่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญในกลุ่มที่ตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกแบบเซลล์ โดยกลุ่มที่พบเซลล์ผิดปกติรุนแรงมีความสัมพันธ์กับการตรวจพบการตรวจคัดกรองแบบเซลล์ ชนิด HSIL มากกว่า

ตารางที่ 2 ข้อมูลผลการตรวจคัดกรองในกลุ่มที่ไม่พบและพบเซลล์ผิดปกติรุนแรงหรือมะเร็งจากการส่องกล้อง
ปากมดลูกและตัดชิ้นเนื้อ (colposcopy with biopsy)

ข้อมูลพื้นฐาน	ไม่พบเซลล์ผิดปกติรุนแรง (n = 232)	เซลล์ผิดปกติรุนแรง หรือ มะเร็ง* (n = 90)	p-value
ผลตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูก; ตรวจคัดกรองด้วย HPV testing	ราย (ร้อยละ)	ราย (ร้อยละ)	
HPV 16	106 (45.7)	43 (47.8)	.158
HPV 18	36 (15.5)	6 (6.7)	
HPV non 16/18	26 (11.2)	10 (11.1)	
ตรวจคัดกรองด้วย cytology			
ASC-US	20 (8.6)	0	<.001
LSIL	28 (12.1)	9 (10)	
ASC-H	10 (4.3)	3 (3.3)	
HSIL	4 (1.7)	16 (17.8)	
AGC	2 (0.9)	2 (2.2)	
SCCA	0	1 (1.1)	

* เซลล์ผิดปกติรุนแรงหรือมะเร็ง ได้แก่ histology HSIL, CIN2/3, SCCA, AIS, และ Adeno CA
(HPV: Human papillomavirus, ASC-US: Atypical squamous cells of undetermined significance, LSIL: Low-grade squamous intraepithelial lesion, ASC-H: Atypical squamous cells, cannot exclude high-grade squamous intraepithelial lesion, HSIL: High-grade squamous intraepithelial lesion, AGC: Atypical glandular cells, SCCA: Squamous Sell carcinoma)

วิจารณ์

จากการศึกษานี้พบว่าความชุกของผู้ที่ตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูงในสตรีที่มาตรวจส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร อยู่ที่ร้อยละ 25.2 โดยพบว่ามีความชุกของเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูงค่อนข้างมากเมื่อเทียบกับการศึกษาอื่น⁸⁻¹⁰ ซึ่งน่าจะเป็นผลมาจากสตรีส่วนใหญ่ไม่ได้มีการตรวจคัดกรองที่สม่ำเสมอมาก่อน

โดยมากกว่า ร้อยละ 38.2 ของผู้ที่เข้ารับการตรวจส่องกล้องปากมดลูกให้ประวัติว่าเป็นการตรวจคัดกรองครั้งแรกในชีวิต ซึ่งในสตรีกลุ่มนี้พบว่าร้อยละ 72.4 มีประวัติตั้งครรภ์มาก่อน แต่ไม่ได้มาตรวจหลังคลอด

หรือแท้งบุตร แม้จะมีการศึกษาที่สนับสนุนการตรวจคัดกรองหลังคลอดบุตร¹² แต่หลายการศึกษา^{13,14} ก็พบเช่นเดียวกันว่าสตรีจำนวนมากไม่กลับมารับการตรวจหลังคลอดหรือหลังแท้งบุตร จึงยังเป็นการเน้นย้ำให้เห็นถึงความสำคัญของการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกตั้งแต่ครั้งแรกที่สตรีมาฝากครรภ์¹⁵ ซึ่งจะทำให้การตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกครอบคลุมประชากรสตรีไทยมากขึ้น

และจากการศึกษาผลการตรวจคัดกรองในผู้ที่ตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง พบว่าตรวจพบจากการตรวจพบเชื้อไวรัส HPV16 มากที่สุด โดยส่วนหนึ่งอาจเป็นผลมาจากการที่รัฐบาลเริ่มสนับสนุนในการตรวจคัดกรอง

ด้วยการติดเชื้อไวรัส HPV ทุก 5 ปี โดยไม่เสียค่าใช้จ่ายในสตรีอายุ 30-60 ปี รวมถึงมีการรณรงค์ในการตรวจด้วยตนเอง ทำให้สตรีไทยที่ไม่เคยตรวจมาก่อนและไม่สะดวกที่จะตรวจโดยบุคลากรทางการแพทย์มาเข้ารับการตรวจมากขึ้น และพบว่าผู้ที่ตรวจพบความผิดปกติจากการตรวจคัดกรองแบบตรวจเซลล์ HSIL มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญกับการเกิดเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูง ซึ่งเป็นไปในแนวทางเดียวกันกับการศึกษาก่อนหน้านี้ ที่พบความชุกของการเกิดเซลล์ปากมดลูกผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูงในกลุ่มที่มีผลตรวจคัดกรองแบบตรวจเซลล์เป็น HSIL อยู่ที่ร้อยละ 80^{9,11}

เห็นได้ว่าการรณรงค์การตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกด้วยการตรวจเชื้อไวรัส HPV รวมไปถึงการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกด้วยตนเองมีส่วนช่วยให้มีสตรีไทยมาเข้ารับบริการทางสาธารณสุขที่โรงพยาบาลสมุทรสาครมากขึ้น ทำให้สามารถตรวจพบและให้การรักษารอยโรคตั้งแต่ระยะก่อนเป็นมะเร็ง

ทั้งนี้ ในการศึกษาครั้งนี้ยังไม่มีพบผู้ป่วยที่เคยได้รับการฉีดวัคซีน HPV มาก่อน ส่วนหนึ่งอาจเป็นจากสตรีที่ได้รับการตรวจเชื้อไวรัส HPV มีอายุตั้งแต่ 30 ปีขึ้นไป ตามสิทธิการรักษาซึ่งให้สตรีไทยเข้ารับการตรวจเชื้อไวรัส HPV ได้โดยไม่เสียค่าใช้จ่าย ซึ่งเป็นช่วงอายุที่ยังไม่มีการสนับสนุนในเรื่องของวัคซีน HPV หรือผลการฉีดวัคซีนทำให้ผู้ที่เคยได้รับวัคซีนมาก่อนไม่พบความผิดปกติจากการตรวจคัดกรองที่จะนำมาสู่การส่องกล้องปากมดลูก แต่ก็พบว่าสตรีจำนวนหนึ่งที่มีผลการตรวจคัดกรองพบการติดเชื้อไวรัส HPV เริ่มเห็นถึงความสำคัญของการฉีดวัคซีน HPV มากขึ้น

อย่างไรก็ตามเนื่องจากการตรวจเชื้อไวรัส HPV โดยไม่เสียค่าใช้จ่ายยังครอบคลุมเพียงการตรวจคัดกรองทุก 5 ปี ทำให้สตรีจำนวนหนึ่งเลือกที่จะตรวจติดตามการรักษาด้วยการตรวจแบบตรวจเซลล์แทน ทำให้ไม่สามารถบอกได้ว่าการติดเชื้อไวรัส HPV ตีขึ้นหรือไม่

ทั้งที่ผู้ป่วยกลุ่มนี้ถือเป็นกลุ่มเสี่ยงและมีความสัมพันธ์กับการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติรุนแรงปานกลางถึงสูงตามที่พบในผลการวิจัย การผลักดันให้สามารถใช้การตรวจการติดเชื้อไวรัส HPV ในการตรวจติดตามผู้ป่วยกลุ่มนี้ด้วยจึงน่าจะเป็นประโยชน์ในการช่วยวินิจฉัยการกลับเป็นซ้ำของภาวะเซลล์ปากมดลูกผิดปกติ ทำให้เพิ่มประสิทธิภาพในการป้องกันการเกิดมะเร็งปากมดลูกได้มากขึ้น

ผู้วิจัยยังคิดว่าหากสามารถเพิ่มครอบคลุมในการตรวจคัดกรองด้วยการตรวจเชื้อไวรัส HPV ในสตรีตั้งแต่ช่วงอายุ 25-65 ปี ตามแนวทางการป้องกันและรักษามะเร็งปากมดลูกของกระทรวงสาธารณสุขในปัจจุบันได้ ก็จะช่วยเพิ่มอัตราการตรวจคัดกรองได้มากขึ้น เนื่องจากในสตรีอายุน้อยมักมีความเขินอายที่จะมาเข้ารับการตรวจภายใน ดังที่เห็นในข้อมูลประชากรของการวิจัยนี้ที่กลุ่มประชากรส่วนใหญ่อยู่ในช่วงอายุ 30 ปี ขึ้นไป ซึ่งกลุ่มนี้สามารถเข้าถึงการตรวจเชื้อไวรัส HPV ด้วยตัวเองได้แล้ว

การตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกแบบหาเชื้อไวรัส HPV ยังมีความไวที่สูงมากเมื่อเทียบกับการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกแบบตรวจเซลล์ (PAP smear) หากสามารถเริ่มตรวจได้ตั้งแต่อายุ 25 ปี ก็จะสร้างความมั่นใจในการตรวจพบเซลล์ปากมดลูกผิดปกติหรือมะเร็งปากมดลูกในระยะแรกเริ่มในกลุ่มสตรีอายุน้อยที่มีความเสี่ยง เช่น สตรีตั้งครรภ์ในวัยรุ่นที่มักได้รับการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกแบบเซลล์หลังคลอด จึงช่วยลดความจำเป็นในการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกในผู้ป่วยกลุ่มนี้ ซึ่งในงานวิจัยนี้ก็พบว่ามีสตรีอายุน้อยหลายรายที่ได้รับการตรวจคัดกรองและมีผลตรวจคัดกรองผิดปกติ ทำให้ต้องเข้ารับการตรวจส่องกล้องปากมดลูกโดยไม่จำเป็น

การปรับเปลี่ยนการตรวจคัดกรองมะเร็งปากมดลูกจากการตรวจเซลล์เป็น HPV testing ยังช่วยลดความจำเป็นที่จะต้องเข้ามารับการตรวจ

ที่โรงพยาบาลบ่อย ทำให้ช่วยลดความแออัด
ในโรงพยาบาล ซึ่งยังเป็นปัญหาหลักของโรงพยาบาล
ในปัจจุบัน

สรุป

ความชุกของผู้ที่ตรวจพบเซลล์ปากมดลูก
ผิดปกติระดับรุนแรงปานกลางถึงสูงในสตรีที่มาตรวจ
ส่องกล้องปากมดลูกที่โรงพยาบาลสมุทรสาคร อยู่ที่
ร้อยละ 25.2 โดยผู้ป่วยที่พบเซลล์ผิดปกติดังกล่าว
พบว่ามีผลคัดกรองมะเร็งปากมดลูกผิดปกติจากการ
ติดเชื้อเอชพีวีมากที่สุด

เอกสารอ้างอิง

1. งานฐานข้อมูลผู้ป่วยโรคมะเร็ง. ทะเบียนมะเร็ง
ระดับโรงพยาบาล พ.ศ. 2566: Hospital-based
cancer registry 2023. กรุงเทพมหานคร:
กรมการแพทย์; 2568.
2. WHO. Global strategy to accelerate the
elimination of cervical cancer as a public
health problem [internet]. 2020 [cited 2025
Nov 15]; Available from: URL: [www.who.int/
publications/i/item/9789240014107](http://www.who.int/publications/i/item/9789240014107)
3. Giuliano AR. The road to cervical cancer
elimination. In: Ramirez AG, Trapido EJ,
editors. Advancing the science of cancer
in latinos: Building collaboration for action.
Cham (CH): Springer. 2023;Chapter 17:199–
206. doi: 10.1007/978-3-031-14436-3_17
4. The Lancet Oncology. Global elimination
of cervical cancer is achievable-
with commitment. Lancet Oncol.
2019;20(11):1467. doi: 10.1016/S1470-
2045(19)30647-3.
5. Hariprasad R, Mittal S, Basu P. Role
of colposcopy in the management
of women with abnormal cytology.
Cytojournal. 2022;19:40. doi: 10.25259/
CMAS_03_15_2021.
6. Zhang B, Hong S, Zhang G, Rong F.
Clinical application of the 2011 IFCCP
colposcope terminology. BMC Womens
Health. 2021;21(1):257. doi: 10.1186/
s12905-021-01395-1.
7. Perkins RB, Guido RS, Castle PE, Chelmow D,
Einstein MH, Garcia F, et al. 2019 ASCCP risk-
based management consensus guidelines:
Updates through 2023. J Low Genit
Tract Dis. 2024;28(1):3–6. doi: 10.1097/
LGT.0000000000000788.
8. Perez EGJ, Limon-Toledo LP, Carranza-Bustos
LG, Gonzalez-Ojeda A, Cervantes-Guevara
G, Cervantes-Perez E, et al. Prevalence of
high-grade cervical intraepithelial neoplasia
in Mexican women aged under 40 years: A
cross-sectional study. J Turk Ger Gynecol
Assoc. 2025;26(3):167–73. doi: 10.4274/
jtgga.galenos.2025.2025-5-2.
9. Booth BB, Tranberg M, Gustafson LW,
Christiansen AG, Lapirtis H, Krogh LM,
et al. Risk of cervical intraepithelial
neoplasia grade 2 or worse in women
aged ≥69 referred to colposcopy due to
an HPV-positive screening test. BMC Cancer.
2023;23(1):405. doi: 10.1186/s12885-023-
10888-1.

10. Javanbakht Z, Kamravamanesh M, Rasulehvandi R, Heidary A, Haydari M, Kazeminia M. Global prevalence of cervical dysplasia: A systematic review and meta-analysis. *IJGO*. 2023;21:62. doi: 10.1007/s40944-023-00741-5
11. Liu Q, Chen L, Yu M, Zhou X, Zhang X, Zheng W, et al. Prevalence of cervical precancers or cancers in women with ASC-H/HSIL cytology according to Aptima HPV (AHPV) assay-detected HPV genotypes and age. *J Cancer*. 2024;15(1):140–8. doi: 10.7150/jca.89715.
12. Buadi LO, Odame R, Samba A, Kareem M, Boateng AA, Diogo CA, et al. Integration and acceptability of cervical cancer screening as part of postnatal care among women attending postnatal clinics in the Accra Metropolis, Greater Accra Region, Ghana. *PLOS Glob Public Health*. 2024;4(12):e0004070. doi: 10.1371/journal.pgph.0004070
13. Kanjanawilai N, Wisarnsirirak P, Chanthasenont A, Pattaraarchachai J, Suwannarurk K. Knowledge attitude and practice of postpartum parturients towards cervical cancer and cervical cancer screening; Is lack of knowledge the misleading scapegoat? *Asian Pac J Cancer Prev*. 2022;23(6):2145–50. doi: 10.31557/APJCP.2022.23.6.2145.
14. Cesar JA, Souto AM, Lelis CF, Pinheiro LP, Dutra RP, Terlan RJ. Pap smears in the extreme South of Brazil: Low coverage and exposure of the most vulnerable pregnant women. *Rev Bras Epidemiol*. 2023;26:e230032. doi: 10.1590/1980-549720230032.
15. Kumari S. Screening for cervical cancer in pregnancy. *Oncol Rev*. 2023;17:11429. doi: 10.3389/or.2023.11429.

อุบัติการณ์และปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับพัฒนาการล่าช้าของเด็ก ก่อนวัยเรียนในคลินิกพัฒนาการเด็ก โรงพยาบาลเจ้าพระยาฯ สุพรรณบุรี

Incidence and Associated Factors of Suspected Developmental Delay in Preschool Childhood: A Retrospective Study at Child Development Clinic, Chaophrayayommarat Hospital, Suphan Buri

วริศรา ทองสีเข้ม พ.บ.,

ว. กุมารเวชกรรม

กลุ่มงานกุมารเวชกรรม

โรงพยาบาลเจ้าพระยาฯ

จังหวัดสุพรรณบุรี

Warisara Thongseekhem M.D.,

Dip., Thai Board of Pediatrics

Division of Pediatrics

Chaophrayayommarat Hospital

Suphan Buri

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาอุบัติการณ์การเกิดพัฒนาการสงสัยล่าช้าในด้านการเคลื่อนไหว ด้านการใช้กล้ามเนื้อเล็ก ด้านการเข้าใจภาษา ด้านการใช้ภาษา และด้านการช่วยเหลือตัวเองและสังคมของเด็กก่อนวัยเรียน และเพื่อศึกษาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับพัฒนาการสงสัยล่าช้าของเด็กก่อนวัยเรียนในคลินิกพัฒนาการเด็ก โรงพยาบาลเจ้าพระยาฯ จังหวัดสุพรรณบุรี

วิธีการศึกษา: เป็นการศึกษาเชิงพรรณนาแบบย้อนหลัง (retrospective descriptive study) โดยศึกษาผู้ป่วยเด็กอายุ 0-6 ปี เป็นผู้ป่วยรายใหม่ที่มาใช้บริการคลินิกพัฒนาการเด็ก

ผลการศึกษา: จากการศึกษาผู้ป่วยทั้งหมด 210 ราย มีผู้ป่วยสงสัยพัฒนาการล่าช้า 163 ราย คิดเป็นร้อยละ 77.6 และจากการวิเคราะห์แบบตัวแปรเดียว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับภาวะพัฒนาการล่าช้าอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ มารดาที่มีอายุขณะตั้งครรภ์มากกว่าหรือเท่ากับ 35 ปี; การคลอดก่อนกำหนดที่อายุครรภ์น้อยกว่า 37 สัปดาห์; น้ำหนักแรกเกิดน้อยกว่า 2,500 กรัม; และคะแนน Apgar ที่ 5 นาที และที่ 10 นาที ที่น้อยกว่า 8 และ 9 ตามลำดับ ระยะเวลาการใช้สื่อน้ำจอมากกว่า 2 ชั่วโมงต่อวัน มีโอกาสเกิดภาวะพัฒนาการล่าช้า มากกว่าเด็กที่ใช้สื่อน้ำจอน้อยกว่า 2.17 เท่า และการมีกิจกรรมการอ่านนิทานให้เด็กฟัง มีโอกาสเกิดภาวะพัฒนาการทางภาษาล่าช้า น้อยกว่ากลุ่มที่ไม่มีการอ่านนิทาน ซึ่งเป็นปัจจัยป้องกัน เมื่อวิเคราะห์แบบตัวแปรพหุ พบว่า ระยะเวลาการใช้สื่อน้ำจอที่มากกว่า 2 ชั่วโมงต่อวัน ยังคงมีความสัมพันธ์กับภาวะพัฒนาการทางภาษาล่าช้าอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ขณะที่ปัจจัยอื่น ได้แก่ อายุของมารดาขณะตั้งครรภ์ อายุครรภ์ น้ำหนักแรกเกิด คะแนน Apgar และกิจกรรมการอ่านนิทาน ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติหลังการปรับค่าปัจจัยร่วม

สรุป: จากการศึกษาพบว่าปัจจัยเสี่ยงที่มีความสัมพันธ์กับภาวะพัฒนาการช้า ได้แก่ อายุครรภ์มารดาขณะตั้งครรภ์ ที่มากกว่า 35 ปี; อายุครรภ์ที่น้อยกว่า 37 สัปดาห์; น้ำหนักแรกเกิดที่น้อยกว่า 2,500 กรัม; คะแนน Apgar ที่อายุ 5 นาที และ 10 นาที ที่น้อยกว่า 8 และ 9 ตามลำดับ ซึ่งปัจจัยเสี่ยงดังกล่าวอาจส่งผลกระทบต่อการพัฒนาของระบบประสาทและการเรียนรู้ในระยะยาว ดังนั้น การเฝ้าระวังและติดตามพัฒนาการของเด็กที่มีความเสี่ยงตั้งแต่ระยะแรกเริ่ม โดยเฉพาะเด็กที่เกิดก่อนกำหนดหรือมีน้ำหนักแรกเกิดต่ำ รวมถึงการส่งเสริมกิจกรรมที่ช่วยกระตุ้นพัฒนาการ เช่น การอ่านนิทานร่วมกับเด็ก และการจำกัดระยะเวลาการใช้สื่อหน้าจอ อาจช่วยลดความเสี่ยงของภาวะพัฒนาการล่าช้าและส่งเสริมพัฒนาการของเด็กให้เหมาะสมตามวัยได้

คำสำคัญ: เด็กก่อนวัยเรียน ปัจจัยเสี่ยง สงสัยพัฒนาการช้า

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 447-461.

Abstract

Objective: This study aimed to determine the incidence of suspected developmental delay and additionally identify factors associated with suspected developmental delay among preschool children attending the Child Development Clinic at Chaophrayayommarat Hospital, Suphan Buri, Thailand.

Methods: A retrospective descriptive study was conducted among children aged 0–6 years who were newly registered at the Child Development Clinic.

Results: A total of 210 children were included in the study. Among them, 163 children were suspected of having developmental delay (77.6%). Univariate analysis revealed that several factors were significantly associated with developmental delay, including maternal age ≥ 35 years at pregnancy, preterm birth (gestational age < 37 weeks), low birth weight ($< 2,500$ grams), 5-minute Apgar score of < 8 and 10-minute Apgar score of < 9 , and daily screen time exceeding 2 hours. Children who used screen media for more than 2 hours per day had a 2.17-fold higher risk of developmental delay compared with those with less screen exposure. In contrast, storytelling activities with children was associated with a lower risk of language developmental delay, suggesting a protective effect. Multivariate analysis demonstrated that screen time exceeding 2 hours per day remained significantly associated with language developmental delay, while other factors including maternal age, gestational age, birth weight, Apgar scores, and storytelling activities were not significantly associated after adjusting for potential confounders.

Conclusion: The study identified several maternal and perinatal factors significantly associated with developmental delay, including advanced maternal age (> 35 years), preterm birth (< 37 weeks),

low birth weight (<2,500 grams), and low Apgar scores at 5 and 10 minutes (<8 and <9, respectively). These factors may increase vulnerability to adverse neurodevelopmental outcomes. Therefore, early developmental surveillance is particularly important for children born preterm or with low birth weight. Promoting developmentally supportive practices, including shared reading, interactive parent-child activities, and appropriate screen-time limits, may further support age-appropriate development and reduce the risk of developmental delay.

Keywords: preschool childhood, risk factors, suspected developmental delay

Received: Mar 18, 2026; Revised: Apr 16, 2026; Accepted: Aug 11, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 447-461.

บทนำ

พัฒนาการของเด็กปฐมวัยเป็นรากฐานสำคัญของการพัฒนาทั้งด้านร่างกายและจิตใจของเด็ก เด็กที่มีพัฒนาการสมวัยส่งผลต่อความสามารถในการเรียนรู้ การเข้าสังคม อารมณ์ และคุณภาพชีวิตที่ดี ปัจจุบันสถานการณ์ “พัฒนาการล่าช้า” ยังคงเป็นปัญหาสาธารณสุขของทั่วโลก โดยมีรายงานอุบัติการณ์ของปัญหาพัฒนาการล่าช้า ซึ่งได้รับการติดตามจากศูนย์ควบคุมและป้องกันโรคติดต่อสหรัฐอเมริกา (Centers for Disease Control and Prevention; CDC) พบว่าอุบัติการณ์เพิ่มขึ้นจาก ร้อยละ 7.4 ไปเป็น ร้อยละ 8.56 ใน พ.ศ. 2564¹ สะท้อนให้เห็นถึงอุบัติการณ์ที่เพิ่มขึ้น เช่นเดียวกับสถานการณ์ที่เคยรายงานใน พ.ศ. 2559 พบว่ามีเด็ก 52 ล้านคนทั่วโลก ที่ประสบปัญหาพัฒนาการล่าช้า² ส่วนในประเทศไทยมีการรายงานอุบัติการณ์โดยกรมอนามัยพบว่า ใน พ.ศ. 2542, 2547, 2550, 2553, 2557, และ 2560 พบว่าสถานการณ์พัฒนาการสมวัยเด็กปฐมวัยยังคงที่ และมีแนวโน้มลดลงที่ร้อยละ 71.7, 72.0, 67.7, 73.4, 72.0, และ 67.5 ตามลำดับ³ โดยเฉพาะอย่างยิ่งในพื้นที่ห่างไกล และมีข้อจำกัดในการเข้าถึงการรับบริการสาธารณสุข และการคัดกรองพัฒนาการ ซึ่งอาจจะส่งผลต่อความล่าช้าในการวินิจฉัยและการรักษาที่ไม่สมบูรณ์ตามมาได้

สำหรับการคัดกรองพัฒนาการที่คลินิกสุขภาพเด็กดีและคลินิกพัฒนาการเด็ก โรงพยาบาลเจ้าพระยาอภัยภูเบศร ใช้วิธีตรวจคัดกรองพัฒนาการโดยใช้คู่มือเฝ้าระวังและส่งเสริมพัฒนาการเด็กปฐมวัย DSPM (developmental surveillance and promotion manual) ซึ่งคู่มือ DSPM ได้มีการวิเคราะห์คุณภาพของเครื่องมือ โดยเปรียบเทียบกับการใช้การตรวจพัฒนาการโดยใช้เครื่องมือ Denver II พบว่า DSPM มีความไว (sensitivity) ร้อยละ 96.0 และความจำเพาะ (specificity) ร้อยละ 64.7 ค่าร้อยละการทำนายผลบวก (% predictive value of positive test) เท่ากับ 32.55 และค่าร้อยละการทำนายผลลบ (% predictive value of negative test) 98.92⁴ ซึ่ง DSPM เป็นเครื่องมือที่สามารถใช้เฝ้าระวัง คัดกรอง และส่งเสริมพัฒนาการเด็ก สำหรับเจ้าหน้าที่สาธารณสุขระดับปฐมภูมิ อาสาสมัครสาธารณสุข และผู้ดูแลเด็กได้ใช้ประโยชน์ และหากตรวจพบว่าไม่สมวัย อย่างน้อย 1 ด้าน จะเข้าเกณฑ์ส่งสัยพัฒนาการล่าช้า และเข้าสู่กระบวนการกระตุ้นพัฒนาการต่อไป และส่งผู้ป่วยที่มีพัฒนาการล่าช้าเข้ารับการรักษาต่อที่คลินิกพัฒนาการ โดยกุมารแพทย์พัฒนาการและพฤติกรรม โดยประเมินพัฒนาการอีกครั้งโดยใช้เครื่องมือ Denver II

สำหรับเด็กที่มีพัฒนาการล่าช้า มักมีปัจจัยมาจากหลายองค์ประกอบ ไม่ว่าจะเป็นปัจจัยทางพันธุกรรม

สิ่งแวดล้อม และจิตสังคม และยังไม่เคยมีการศึกษาปัจจัยที่เกี่ยวข้องในโรงพยาบาลเจ้าพระยาอภัยภูเบศร ดังนั้นการศึกษาปัจจัย ที่มีความสัมพันธ์ต่อการเกิดพัฒนาการล่าช้าในเด็กก่อนวัยเรียน ที่เข้ารับการรักษา ในคลินิกพัฒนาการโรงพยาบาลเจ้าพระยาอภัยภูเบศร จึงเป็น การพัฒนาคุณภาพของการตรวจรักษา และนำความรู้ ไปใช้ในการวางแผนและเฝ้าระวังการเกิดปัญหา พัฒนาการของเด็กก่อนวัยเรียนต่อไป

จากการศึกษาของ National Center for Biotechnology Information⁵ และ Aldosari และคณะ⁶ ที่ศึกษาปัจจัยของการเกิดพัฒนาการช้า พบว่า ปัญหาพัฒนาการล่าช้า เป็นปัญหาสำคัญของสาธารณสุขทั่วโลก การที่สามารถวินิจฉัยและรักษาพัฒนาการช้า ได้เร็วเป็นเรื่องสำคัญ เนื่องจากปัญหาพัฒนาการช้า สามารถส่งผลกระทบต่อความพิการแบบถาวร ความยากลำบาก ในการเรียนรู้ และคุณภาพชีวิตของเด็กในอนาคตได้ ปัจจุบันมีการศึกษาทั้งเก็บข้อมูลที่โรงพยาบาลและชุมชน โดยมุ่งเน้นปัจจัยที่หลากหลายของสาเหตุของ พัฒนาการช้า ได้แก่ ด้านชีวภาพ ด้านสิ่งแวดล้อม และ เศรษฐฐานะ

โดยข้อมูลจากการศึกษาของ McGowan และคณะ⁷ ที่เป็นการศึกษาแบบ multicenter cohorts พบว่าอุบัติการณ์ของพัฒนาการช้าค่อนข้างต่ำว่าเป็นจริง ขึ้นอยู่กับความแตกต่างจากภูมิภาค และกลุ่มทารก คลอดก่อนกำหนดและทารกกลุ่มน้ำหนักน้อยกว่า 2,500 กรัม เป็นกลุ่มที่มีความเสี่ยงสูง⁸ เช่นเดียวกับ การศึกษาของ Zhang และคณะ⁹ จากการศึกษาหา ปัจจัยเสี่ยงที่เกี่ยวข้องกับภาวะพัฒนาการช้าในชนบท ของประเทศจีน พบว่าประชากรจีน มีอุบัติการณ์ที่ เกี่ยวข้องอย่างมากกับเศรษฐฐานะที่ยากจน ส่วนข้อมูล งานวิจัยของ Kerebh และคณะ¹⁰ จากประเทศแอฟริกา ที่เป็นการสำรวจข้อมูลจากชุมชนพบว่า มีความสัมพันธ์ อย่างมีนัยสำคัญกับเรื่องขาดสารอาหารและการเข้าถึง บริการสาธารณสุข เช่นเดียวกับงานวิจัยของ

ประเทศไทย โดย Phosri และคณะ¹¹ ที่เป็นการศึกษา แบบเก็บข้อมูลในโรงพยาบาล พบว่า พัฒนาการช้า มีความสัมพันธ์ทารกคลอดก่อนกำหนดและทารก กลุ่มน้ำหนักน้อยกว่า 2,500 กรัม

ซึ่งจากการทบทวนวรรณกรรม พบว่าปัจจัย ที่เกี่ยวข้องด้านชีวภาพ ได้แก่ ทารกคลอดก่อนกำหนด ทารกขาดออกซิเจน ทารกน้ำหนักน้อยกว่า 2,500 กรัม^{7,8} โรคทางพันธุกรรมและโรคทางระบบพัฒนาการสมอง⁹ ส่วนปัจจัยด้านสถานะทางเศรษฐกิจและสังคม ได้แก่ ความเหลื่อมล้ำของผู้ดูแล ระดับการศึกษาของมารดา และความยากจนของครอบครัว เป็นปัจจัยที่เกี่ยวข้อง⁹ ส่วนการศึกษาในประชากรประเทศอินโดนีเซียของ Sitaresmi และคณะ¹² และการศึกษาของ Kerebh และคณะ¹⁰ ที่ศึกษาปัจจัยเสี่ยงในเด็กที่มีพัฒนาการช้า ในช่วง อายุ 12-59 เดือน ในประเทศเอธิโอเปีย พบว่า มีความ เกี่ยวข้องกันอย่างมากในเรื่องของ ภาวะขาดสารอาหาร ในเด็ก และความบกพร่องของความรู้ด้านการอ่านเขียน ของผู้ปกครอง ส่วนปัจจัยด้านสิ่งแวดล้อมและระบบ สาธารณสุขที่เกี่ยวข้อง ได้แก่ การเข้าถึงการคัดกรองและ การรักษาพัฒนาการช้า⁵ ส่วนการศึกษาในประเทศไทย พบว่า เรื่องระบบการส่งต่อผู้ป่วยและความพร้อมของ ระบบบริการสาธารณสุข มีความเกี่ยวข้องอย่างมากกับ ประสิทธิภาพในการคัดกรองและตรวจรักษาผู้ป่วย¹³

โดยสรุปจากการทบทวนวรรณกรรม พบว่า ปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับพัฒนาการช้า มีองค์ประกอบจาก หลายปัจจัย (multifactorial factor) ไม่ว่าจะเป็นจาก ทางด้านชีวภาพ สถานะทางเศรษฐกิจและสังคม และ ปัจจัยด้านสิ่งแวดล้อม และการศึกษาจากทั่วโลกพบว่า ทารกคลอดก่อนกำหนด ทารกกลุ่มน้ำหนักน้อยกว่า 2,500 กรัม และทารกที่มีภาวะแทรกซ้อนระหว่าง คลอด ล้วนเป็นปัจจัยทางชีวภาพที่มีความสำคัญต่อ พัฒนาการช้า ส่วนสถานะทางเศรษฐกิจและสังคมที่ไม่ดี การที่ครอบครัวมีขีดจำกัดทางทรัพยากร และระบบ สาธารณสุขที่อาจจะไม่เอื้ออำนวย เป็นปัจจัยเสริม

ที่ทำให้ภาวะพัฒนาการช้าลงแย่ โดยเฉพาะในกลุ่มประเทศกำลังพัฒนา

จากงานวิจัยของ Emmers และคณะ¹³ พบว่าการคัดกรองพัฒนาการในเด็กที่มีความเสี่ยงต่อพัฒนาการล่าช้าอยู่แล้ว เช่น เด็กกลุ่มน้ำหนักตัวน้อย กลุ่มคลอดก่อนกำหนด เป็นเครื่องมือที่มีประสิทธิภาพในการพบพัฒนาการช้าได้เร็ว (early detection) และการที่มีการรักษาแบบสหวิชาชีพ (integrated intervention) คือ มีการส่งเสริมด้านการให้นมแม่ การมีโภชนาการที่ดีตามวัย และการเข้าสู่โปรแกรมการกระตุ้น เป็นการรักษาที่มีหลักฐานพบว่ามีประสิทธิภาพในการป้องกันพัฒนาการล่าช้า ในเด็กกลุ่มเสี่ยง ส่วนการคัดกรองพัฒนาการในประเทศไทย ปัจจุบันใช้การคัดกรองโดยใช้เครื่องมือ DSPM โดยมีเป้าหมายการคัดกรองและติดตามด้วยเช่นกันในเด็กกลุ่มเสี่ยง และเน้นการมีส่วนร่วมของพ่อแม่ผู้ปกครอง และครูผู้ดูแลเด็ก เช่นเดียวกันกับงานวิจัยของ Martins และคณะ¹⁴ พบว่าหากมีการระบุปัญหาและหาสาเหตุของปัญหาพัฒนาการช้า เช่น การศึกษาของมารดา ภาวะเศรษฐกิจที่ยากจนของครอบครัว ซึ่งเป็นการลงทุนระยะยาว และหากแก้ปัญหาเหล่านั้นได้ จะเป็นการลดปัจจัยเสี่ยงของทั้งกลุ่มได้ในประชากรที่มีพัฒนาการช้า

ส่วนในประเทศไทยเอง จากการศึกษาสถานการณ์พัฒนาการเด็กปฐมวัยไทย พ.ศ. 2564 โดยกรมอนามัย ซึ่งเป็นการสำรวจเด็กอายุ 9 เดือน ถึง 5 ปี 11 เดือน 29 วัน ทั่วประเทศ จำนวน 5,113 คน พบว่าเด็กปฐมวัยไทยมีพัฒนาการสมวัยรวมทุกด้านเพียงร้อยละ 70.3 หรือกล่าวได้ว่า เด็กปฐมวัยไทยประมาณร้อยละ 30 มีพัฒนาการต่ำกว่ามาตรฐาน/สงสัยล่าช้า¹⁵ และโดยสำรวจข้อมูลในโรงพยาบาล จากจังหวัดร้อยเอ็ด ลำปาง พบว่า ทารกคลอดก่อนกำหนด ทารกกลุ่มน้ำหนักน้อยกว่า 2,500 กรัม และทารกที่ขาดออกซิเจนขณะคลอด เป็นปัจจัยเสี่ยงที่มีความสัมพันธ์

กับพัฒนาการล่าช้า แต่อย่างไรก็ตามยังเป็นการศึกษาจากกลุ่มประชากรที่มีจำนวนจำกัด จึงไม่สามารถนับเป็นภาพรวมของประเทศได้ (generalizability) และหากสามารถระบุปัจจัยเสี่ยงได้ จะได้เป็นการป้องกันการเกิดพัฒนาการช้าได้ในระยะยาวต่อไป การตรวจคัดกรองและค้นหาเด็กที่มีปัจจัยเสี่ยงต่อพัฒนาการล่าช้าตั้งแต่ระยะเริ่มต้น เป็นปัจจัยสำคัญต่อการ early intervention และการดูแลแบบองค์รวม โดยทีมสหสาขาวิชาชีพ อันจะนำไปสู่ผลลัพธ์ด้านพัฒนาการและคุณภาพชีวิตที่ดียิ่งขึ้น

วัตถุประสงค์

1. เพื่อศึกษาอุบัติการณ์การเกิดพัฒนาการสงสัยล่าช้าในด้านการเคลื่อนไหว ด้านการใช้กล้ามเนื้อเล็ก ด้านการเข้าใจภาษา ด้านการใช้ภาษา และด้านการช่วยเหลือตัวเองและสังคมของเด็กก่อนวัยเรียน คลินิกพัฒนาการเด็ก ในโรงพยาบาลเจ้าพระยาฯ ยมราช สุพรรณบุรี
2. เพื่อศึกษาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับพัฒนาการสงสัยล่าช้าของเด็กก่อนวัยเรียนในคลินิกพัฒนาการเด็ก โรงพยาบาลเจ้าพระยาฯ ยมราช สุพรรณบุรี

วิธีการศึกษา

1. รูปแบบงานวิจัย (Research design)
 - Retrospective descriptive study
2. ประชากรที่ต้องการศึกษา (Study population)
 - ประชากรกลุ่มเป้าหมาย: ผู้ป่วยเด็กอายุ 0-6 ปี เป็นผู้ป่วยรายใหม่ที่รับบริการคลินิกพัฒนาการเด็ก ในโรงพยาบาลเจ้าพระยาฯ ยมราช สุพรรณบุรี ระยะเวลาตั้งแต่ 1 มกราคม พ.ศ. 2568 ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2568

3. การคัดเลือกผู้เข้าร่วมการวิจัย (Subject selection and allocation) ประกอบด้วย

เกณฑ์การคัดเลือกผู้เข้าร่วมการวิจัย (Inclusion criteria)

- ผู้ป่วยเด็ก อายุ 0-6 ปี
- เป็นผู้ป่วยรายใหม่ที่ได้รับบริการคลินิกพัฒนาการเด็ก ในโรงพยาบาลเจ้าพระยาอภัยมราช สุพรรณบุรี
- มีข้อมูลครบในเวชระเบียน

เกณฑ์การคัดออกผู้เข้าร่วมการวิจัย (Exclusion criteria)

- ผู้ปกครองหรือผู้แทนโดยชอบธรรมไม่สามารถสื่อสารภาษาไทยได้
- เด็กที่มีพัฒนาการช้าที่มีโรคผลมชักที่ยังมีอาการชักต่อเนื่อง โรคสมองพิการ โรคทางพันธุกรรม หรือมีภาวะบกพร่องทางการมองเห็นหรือการได้ยิน และมีพัฒนาการช้ามาก่อน

4. การประเมินพัฒนาการ

- ผู้ป่วยเด็กที่มาใช้บริการเป็นรายใหม่ทุกรายได้รับการประเมินพัฒนาการโดยใช้แบบประเมิน Denver II โดยกุมารแพทย์พัฒนาการและพฤติกรรมตามแนวทางของคลินิกพัฒนาการเด็ก
- ในการศึกษาครั้งนี้ กำหนดให้ ภาวะพัฒนาการล่าช้า (developmental delay) หมายถึง เด็กที่ได้รับการประเมินและวินิจฉัยว่ามีพัฒนาการล่าช้าโดยกุมารแพทย์พัฒนาการและพฤติกรรม โดยพิจารณาร่วมกับผลการประเมินด้วยเครื่องมือ Denver II และข้อมูลทางคลินิกที่เกี่ยวข้อง
- ผู้วิจัยเก็บข้อมูลผลการประเมินพัฒนาการจากเวชระเบียน โดยจำแนกตามด้านของพัฒนาการ ได้แก่ ด้านกล้ามเนื้อใหญ่ (gross motor), ด้านกล้ามเนื้อเล็ก (fine motor),

ด้านภาษา (language), และด้านสังคมและการช่วยเหลือตนเอง (personal-social) ตามองค์ประกอบของเครื่องมือ Denver II

จริยธรรมการวิจัย การศึกษานี้ได้ผ่านการรับรองจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์จากคณะกรรมการพิจารณาจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์โรงพยาบาลเจ้าพระยาอภัยมราช จังหวัดสุพรรณบุรี หมายเลข YM002/2569 วันที่ 6 มกราคม พ.ศ. 2569

ผลการศึกษา

จากการศึกษาผู้ป่วยทั้งหมด 210 ราย มีผู้ป่วยสงสัยพัฒนาการล่าช้า 163 ราย คิดเป็นร้อยละ 77.6 ดังแสดงในตารางที่ 1 และจากข้อมูลการตรวจพัฒนาการ โดยใช้เครื่องมือ Denver II พบว่า เด็กที่มีปัญหาพัฒนาการด้านสังคมล่าช้า ร้อยละ 47.6 มีปัญหาพัฒนาการด้านกล้ามเนื้อเล็กล่าช้า ร้อยละ 54.3 ด้านพัฒนาการกล้ามเนื้อใหญ่ล่าช้า ร้อยละ 25.7 และมีปัญหาพัฒนาการด้านภาษาล่าช้า ร้อยละ 76.7 ดังแสดงในตารางที่ 2

และจากการวิเคราะห์แบบตัวแปรเดียว (univariate analysis) ดังแสดงในตารางที่ 3 พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับภาวะพัฒนาการล่าช้าอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ มารดาที่มีอายุขณะตั้งครรภ์มากกว่าหรือเท่ากับ 35 ปี (crude OR = 2.92; 95% CI: 1.08-7.86; p = .034) การคลอดก่อนกำหนดที่อายุครรภ์น้อยกว่า 37 สัปดาห์ (crude OR = 4.49; 95% CI: 1.53-13.19; p = .006) น้ำหนักแรกเกิดน้อยกว่า 2,500 กรัม (crude OR = 5.59; 95% CI: 1.65-18.92; p = .006) คะแนน Apgar ที่ 5 นาที (crude OR = 0.21; 95% CI: 0.08-0.59; p = .003) และที่ 10 นาที (crude OR = 0.25; 95% CI: 0.10-0.62; p = .003) ระยะเวลาการใช้สื่อน้ำจมนานกว่า 2 ชั่วโมงต่อวัน มีโอกาสเกิดภาวะพัฒนาการล่าช้า มากกว่าเด็กที่ใช้สื่อน้ำจมน้อยกว่า 2.17 เท่า (crude OR = 2.17; 95% CI: 1.43-3.30; p = .001) และการมีกิจกรรมการอ่านนิทาน

ให้เด็กฟัง มีโอกาสเกิดภาวะพัฒนาการทางภาษาล่าช้า น้อยกว่ากลุ่มที่ไม่มีการอ่านนิทาน ซึ่งเป็นปัจจัยป้องกัน เมื่อวิเคราะห์แบบพหุตัวแปร (multivariate analysis) พบว่า ระยะเวลาการใช้สื่อน้ำจืดที่มากกว่า 2 ชั่วโมงต่อวัน ยังคงมีความสัมพันธ์กับภาวะพัฒนาการทางภาษาล่าช้าอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (adjusted OR

= 2.07; 95% CI: 1.33–3.21; p = .001) ขณะที่ปัจจัยอื่น ได้แก่ อายุของมารดาขณะตั้งครรภ์ อายุครรภ์ น้ำหนักแรกเกิด คะแนน Apgar และกิจกรรมการอ่านนิทาน ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หลังการปรับค่าปัจจัยร่วม (adjusted OR) ดังแสดงในตารางที่ 4

ตารางที่ 1 ลักษณะทั่วไปของเด็กก่อนวัยเรียนและครอบครัวที่เข้าร่วมการศึกษา (n = 210)

ตัวแปร	จำนวน (n)	ร้อยละ
เพศเด็ก		
ชาย	57	27.1
หญิง	153	72.9
อายุเด็ก (เดือน), (mean ± SD) / median (IQR)	3.03 ± 1.24	3.08 (2.08, 4.08)
น้อยกว่าหรือเท่ากับ 12	7	3.3
13–24	38	18.1
25–36	55	26.2
37–48	57	27.1
มากกว่า 48	53	25.2
อายุมารดาขณะตั้งครรภ์ (ปี), (mean ± SD) / มัธยฐาน (IQR)	30.48 ± 4.5	30 (27, 34)
20–35	163	77.6
มากกว่าหรือเท่ากับ 35	47	22.4
ประวัติโรคประจำตัวของมารดา		
มีโรคประจำตัว	14	6.7
ไม่มีโรคประจำตัว	196	93.3
ภาวะแทรกซ้อนระหว่างตั้งครรภ์	25	11.0
Preterm labor	17	8.1
Premature rupture of membranes	1	0.5
Gestational diabetes	6	2.9
การได้รับประทานยาบำรุงครรภ์ระหว่างตั้งครรภ์	165	78.6
ประวัติการใช้สารเสพติดระหว่างตั้งครรภ์	5	2.4
ประวัติดื่มสุราระหว่างตั้งครรภ์	5	2.4
ประวัติมารดามีซึมเศร้าระหว่างตั้งครรภ์	3	1.4

ตารางที่ 1 ลักษณะทั่วไปของเด็กก่อนวัยเรียนและครอบครัวที่เข้าร่วมการศึกษา (n = 210) (ต่อ)

ตัวแปร	จำนวน (n)	ร้อยละ
อายุครรภ์ (สัปดาห์), (mean $\pm$ SD) / median (IQR)	36.8 $\pm$ 2.84	38 (37, 38)
น้อยกว่า 28	3	1.4
28–36	49	23.3
มากกว่าหรือเท่ากับ 37	158	75.2
น้ำหนักแรกเกิด (กรัม), (mean $\pm$ SD) / median (IQR)	2,758.5 $\pm$ 570.76	2,800 (2,500, 3,100)
น้อยกว่า 1,500	6	2.9
1,500–2,499	42	20.0
มากกว่าหรือเท่ากับ 2,500	162	77.1
วิธีการคลอด		
คลอดธรรมชาติ	89	42.4
ผ่าตัดคลอด	121	57.6
Apgar score, (mean $\pm$ SD)/ median (IQR)		
คะแนนที่ 5 นาที	8.61 $\pm$ 0.74	9 (8, 9)
คะแนนที่ 10 นาที	9.58 $\pm$ 0.75	10 (9, 10)
ภาวะแทรกซ้อน (มีได้มากกว่า 1)		
Respiratory distress syndrome (RDS)	22	10.5
Birth asphyxia	5	2.4
Persistent pulmonary hypertension	1	0.5
Septicemia	0	0.0
Meconium aspiration syndrome (MAS)	1	0.5
Apnea of prematurity (AOP)	5	2.4
Early onset sepsis	18	8.6
Transient tachypnea of newborn (TTNB)	10	4.8
การได้รับนมแม่มากกว่าหรือเท่ากับ 6 เดือน	45	21.4
ผู้ดูแลหลัก		
บิดา/มารดา	107	51.0
ปู่ย่า/ตายาย	96	45.7
อื่น ๆ	7	3.3
ระดับการศึกษาผู้เลี้ยงดู		
ต่ำกว่ามัธยมต้น	125	59.5
มัธยมปลายหรือเทียบเท่า	62	29.5
ปริญญาตรี	20	9.5
สูงกว่าปริญญาตรี	3	1.4

ตารางที่ 1 ลักษณะทั่วไปของเด็กก่อนวัยเรียนและครอบครัวที่เข้าร่วมการศึกษา (n = 210) (ต่อ)

ตัวแปร	จำนวน (n)	ร้อยละ
รายได้ของครอบครัวต่อเดือน (บาท/เดือน), (mean $\pm$ SD)/ median (IQR)	11,780.95 $\pm$ 10,983.33	8,000 (6,000, 12,000)
น้อยกว่า 15,000	172	81.9
มากกว่าหรือเท่ากับ 15,000	38	18.1
ชนิดของสื่อที่เข้าถึง		
โทรทัศน์	137	65.2
โทรศัพท์/แท็บเล็ต	63	30.0
ระยะเวลาที่ใช้สื่อนำจอ (ชั่วโมง/วัน), (mean $\pm$ SD) / median (IQR)	2.1 $\pm$ 1.15	2 (1, 3)
กิจกรรมการอ่านนิทาน (นาที/วัน), (mean $\pm$ SD) / median (IQR)	7.9 $\pm$ 3.1	10 (5, 10)
ไม่มี	178	84.8
มี	32	15.2

ตารางที่ 2 ข้อมูลการตรวจพัฒนาการโดยวิธี Denver II ในเด็กก่อนวัยเรียน จำแนกตามด้านพัฒนาการ

ด้านพัฒนาการ	จำนวนเด็กสงสัยล่าช้า (n)	ร้อยละเด็กสงสัยล่าช้า
ด้าน personal social		
ปกติ	110	52.4
ล่าช้า	100	47.6
ด้าน fine motor		
ปกติ	96	45.7
ล่าช้า	114	54.3
ด้าน gross motor		
ปกติ	156	74.3
ล่าช้า	54	25.7
ด้าน language		
ปกติ	49	23.3
ล่าช้า	161	76.7
มีพัฒนาการล่าช้า (อย่างน้อย 1 ด้าน)	163	77.6
มีพัฒนาการสงสัยล่าช้า (แยกตามประเภท)		
1 ด้าน	15	7.1
2 ด้าน	75	35.7

ตารางที่ 2 ข้อมูลการตรวจพัฒนาการโดยวิธี Denver II ในเด็กก่อนวัยเรียน จำแนกตามด้านพัฒนาการ

ด้านพัฒนาการ	จำนวนเด็กสงสัยล่าช้า (n)	ร้อยละเด็กสงสัยล่าช้า
มีพัฒนาการสงสัยล่าช้า (แยกตามประเภท)		
3 ด้าน	28	13.3
4 ด้าน	45	21.4

ตารางที่ 3 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อพัฒนาการล่าช้า

	พัฒนาการล่าช้า		พัฒนาการสมวัย		Univariate	
	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ	95% CI	p-value
เพศเด็ก						
ชาย	46	28.2	11	23.4	Reference	1
หญิง	117	71.8	36	76.6	1.29 (0.6, 2.74)	.514
อายุเด็ก (เดือน), mean ± SD	3.18 ± 1.24		2.48 ± 1.11		1.62 (1.22, 2.16)	.001
น้อยกว่าหรือเท่ากับ 12	6	3.7	1	2.1	Reference	1
13–24	24	14.7	14	29.8	0.29 (0.03, 2.62)	.268
25–36	41	25.2	14	29.8	0.49 (0.05, 4.41)	.523
37–48	46	28.2	11	23.4	0.7 (0.08, 6.4)	.750
มากกว่า 48	46	28.2	7	14.9	1.1 (0.11, 10.51)	.937
อายุมารดาขณะตั้งครรภ์ (ปี), mean ± SD	31.46±4.21		27.06±3.77			
20–35	121	74.2	42	89.4	Reference	1
มากกว่าหรือเท่ากับ 35	42	25.8	5	10.6	2.92 (1.08, 7.86)	.034
ประวัติโรคประจำตัวเดิมของมารดา						
มีโรคประจำตัว	10	6.1	4	8.5	0.7 (0.21, 2.35)	.567
ไม่มีโรคประจำตัว	153	93.9	43	91.5	Reference	1
ภาวะแทรกซ้อนระหว่างตั้งครรภ์					3.33 (0.75, 14.74)	.113
Preterm labor	15	9.2	2	4.3	2.28 (0.5, 10.35)	.285
Premature rupture of membranes	1	0.6	0	0.0	NA	1.000
Gestational diabetes	6	3.7	0	0.0	NA	.999
การได้รับประทานยาบำรุงครรภ์ระหว่างตั้งครรภ์	124	76.1	41	87.2	0.47 (0.18, 1.18)	.107
ประวัติการใช้สารเสพติดระหว่างตั้งครรภ์	2	1.2	3	6.4	0.18 (0.03, 1.12)	.067
ประวัติดื่มสุราระหว่างตั้งครรภ์	2	1.2	3	6.4	0.18 (0.03, 1.12)	.067
ประวัติมารดามีซึมเศร้า ระหว่างตั้งครรภ์	1	0.6	2	4.3	0.14 (0.01, 1.57)	.110

ตารางที่ 3 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อพัฒนาการล่าช้า (ต่อ)

	พัฒนาการล่าช้า		พัฒนาการสมวัย		Univariate	
	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ	95% CI	p-value
อายุครรภ์ (สัปดาห์), mean $\pm$ SD	36.54 $\pm$ 3.00		37.72 $\pm$ 1.93			
น้อยกว่า 37	48	29.4	4	8.5	4.49 (1.53, 13.19)	.006
มากกว่าหรือเท่ากับ 37	115	70.6	43	91.5	Reference	1
น้ำหนักแรกเกิด (กรัม)						
น้อยกว่า 2,500	45	27.6	3	6.4	5.59 (1.65, 18.92)	.006
มากกว่าหรือเท่ากับ 2,500	118	72.4	44	93.6	Reference	1
วิธีการคลอด						
คลอดธรรมชาติ	91	55.8	30	63.8	Reference	1
ผ่าตัดคลอด	72	44.2	17	36.2	1.4 (0.71, 2.73)	.329
Apgar score, mean $\pm$ SD						
คะแนนที่ 5 นาที	8.53 $\pm$ 0.81		8.91 $\pm$ 0.28		0.21 (0.08, 0.59)	.003
คะแนนที่ 10 นาที	9.48 $\pm$ 0.82		9.91 $\pm$ 0.28		0.25 (0.1, 0.62)	.003
ภาวะแทรกซ้อน (มีได้มากกว่า 1)						
Respiratory distress syndrome	22	13.5	0	0.0	NA	1.000
Birth asphyxia	5	3.1	0	0.0	NA	1.000
PPHN	1	0.6	0	0.0	NA	1.000
Septicemia	0	0.0	0	0.0	NA	1.000
Meconium aspiration syndrome	1	0.6	0	0.0	NA	1.000
Apnea of prematurity	5	3.1	0	0.0	NA	1.000
Early onset sepsis	18	11.0	0	0.0	NA	1.000
Transient tachypnea of newborn	10	6.1	0	0.0	NA	1.000
การได้รับนมแม่มากกว่าเท่ากับ 6 เดือน	30	18.4	15	31.9	0.48 (0.23, 1)	.050
ผู้ดูแลหลัก						
บิดา/มารดา	82	50.3	25	53.2	Reference	1
ปู่ย่า/ตายาย	76	46.6	20	42.6	1.16 (0.6, 2.25)	.665
อื่น ๆ	5	3.1	2	4.3	0.76 (0.14, 4.17)	.754
ระดับการศึกษาผู้เลี้ยงดู						
ต่ำกว่ามัธยมต้น	97	59.5	28	59.6	Reference	1
มัธยมปลายหรือเทียบเท่า	47	28.8	15	31.9	0.9 (0.44, 1.85)	.784
ปริญญาตรี	16	9.8	4	8.5	1.15 (0.36, 3.73)	.810
สูงกว่าปริญญาตรี	3	1.8	0	0.0	NA	.999
รายได้ของครอบครัวต่อเดือน (บาท/เดือน)						
น้อยกว่า 15,000	130	79.8	42	89.4	Reference	1
มากกว่าหรือเท่ากับ 15,000	33	20.2	5	10.6	2.13 (0.78, 5.81)	.139

ตารางที่ 3 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อการพัฒนาการล่าช้า (ต่อ)

	พัฒนาการล่าช้า		พัฒนาการสมวัย		Univariate	
	จำนวน	ร้อยละ	จำนวน	ร้อยละ	95% CI	p-value
ชนิดของสื่อที่เข้าถึง						
โทรทัศน์	113	69.3	24	51.1	Reference	1
โทรศัพท์/แท็บเล็ต	50	30.7	13	27.7	0.82 (0.38, 1.73)	.598
ระยะเวลาที่ใช้สื่อหน้าจอ (ชั่วโมง/วัน), mean ± SD	2.25 ± 1.15		1.52 ± 0.97		2.17 (1.43, 3.3)	.001
กิจกรรมการอ่านนิทาน (นาที/วัน), mean ± SD	8.68±3.27		6.67±2.46		1.28 (0.97, 1.69)	.084
ไม่มี	143	87.7	35	74.5	Reference	1
มี	20	12.3	12	25.5	0.41 (0.18, 0.91)	.029

ตารางที่ 4 การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ต่อการพัฒนาการล่าช้า

	Univariate		Multivariate	
	Crude OR (95% CI)	p-value	Adjusted OR (95% CI)	p-value
อายุมารดาขณะตั้งครรภ์ (ปี)				
20–35	Reference	1	Reference	1
มากกว่าหรือเท่ากับ 35	2.92 (1.08, 7.86)	.034	2.27 (0.69, 7.45)	.175
อายุครรภ์ (สัปดาห์)				
น้อยกว่า 37	4.49 (1.53, 13.19)	.006	1.25 (0.21, 7.56)	.807
มากกว่าหรือเท่ากับ 37	Reference	1	Reference	1
น้ำหนักแรกเกิด (กรัม)				
น้อยกว่า 2,500	5.59 (1.65, 18.92)	.006	2.8 (0.34, 23.13)	.339
มากกว่าหรือเท่ากับ 2,500	Reference	1	Reference	1
Apgar score				
คะแนนที่ 5 นาที	0.21 (0.08, 0.59)	.003	0.73 (0.06, 9.6)	.811
คะแนนที่ 10 นาที	0.25 (0.1, 0.62)	.003	0.53 (0.04, 6.51)	.624
ระยะเวลาที่ใช้สื่อหน้าจอมากกว่า 2 ชั่วโมง/วัน	2.17 (1.43, 3.3)	.001	2.07 (1.33, 3.21)	.001
กิจกรรมการอ่านนิทาน				
ไม่มี	Reference	1	Reference	1
มี	0.41 (0.18, 0.91)	.029	1.23 (0.42, 3.61)	.712

วิจารณ์

ผลการศึกษาพบว่า อุบัติการณ์ของการเกิดพัฒนาการล่าช้า ที่คลินิกพัฒนาการ โรงพยาบาลเจ้าพระยาอภัยภูเบศรเท่ากับ ร้อยละ 77.6 ซึ่งสูงกว่าผลการศึกษาในประเทศสิงคโปร์¹⁶ ที่พบพัฒนาการล่าช้าร้อยละ 15 ความแตกต่างดังกล่าวอาจอธิบายได้จากลักษณะของประชากรที่ศึกษา โดยกลุ่มตัวอย่างในการศึกษานี้เด็กก่อนวัยเรียนที่สงสัยพัฒนาการช้า หรือมีความเสี่ยงพัฒนาการช้าอยู่เดิม ขณะที่การศึกษาในประเทศสิงคโปร์เป็นประชากรเด็กทั่วไป จึงอาจทำให้อุบัติการณ์พัฒนาการล่าช้าต่ำกว่า นอกจากนี้ความแตกต่างของเครื่องมือประเมินพัฒนาการ อาจมีปัจจัยที่ส่งผลต่อความแตกต่างของอุบัติการณ์ที่พบได้เช่นกัน

การศึกษานี้ยังพบว่า ระยะเวลาการใช้สื่อหน้าจอมีความสัมพันธ์กับภาวะพัฒนาการล่าช้าอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาหลายฉบับในช่วงที่ผ่านมา งานวิจัยในประเทศเดนมาร์กที่ศึกษากลุ่มเด็กอายุ 2-3 ปี พบว่าเด็กที่ใช้สื่อผ่านอุปกรณ์มือถือ ตั้งแต่ 1 ชั่วโมงต่อวันขึ้นไป มีความสัมพันธ์กับคะแนนด้านภาษาและการสื่อสารที่ลดลง รวมทั้งมีโอกาสเกิดปัญหาด้านความเข้าใจภาษาและการใช้ภาษามากขึ้นเมื่อเทียบกับเด็กที่ใช้สื่อน้อยกว่า¹⁷ ผลการศึกษาดังกล่าวสอดคล้องกับการศึกษาแบบ systemic review ของ Massaroni และคณะ¹⁸ พบว่าการใช้สื่อหน้าจอในระยะเวลาที่มากขึ้น โดยเฉพาะในเด็กอายุน้อยกว่า 2 ปี มีความสัมพันธ์ด้านภาษาล่าช้าสติปัญญา และปัญหาด้านการสื่อสารของเด็กในอนาคต

นอกจากนี้ผลการศึกษาครั้งนี้พบว่าเด็กที่มีอายุครรภ์น้อยกว่า 37 สัปดาห์ และน้ำหนักแรกเกิดต่ำกว่า 2,500 กรัม มีแนวโน้มเกิดภาวะพัฒนาการล่าช้ามากกว่ากลุ่มเด็กที่เกิดครบกำหนดและมีน้ำหนักแรกเกิดปกติ ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาที่ผ่านมา โดยมีงานวิจัยแบบ meta-analysis พบว่าเด็กที่เกิดก่อนกำหนด โดยเฉพาะในช่วงอายุครรภ์ 32-36 สัปดาห์ มีความ

เสี่ยงต่อความผิดปกติด้านพัฒนาการ เช่น ความผิดปกติด้านการสื่อสารและการเคลื่อนไหว มากกว่าเด็กที่เกิดครบกำหนดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และความเสี่ยงดังกล่าวมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเมื่ออายุครรภ์ลดลง¹⁹ ผลการศึกษาดังกล่าวยังสอดคล้องกับการศึกษาของ McGowan และคณะ⁷ ซึ่งเป็นการศึกษาแบบ multicenter cohorts พบว่ากลุ่มทารกคลอดก่อนกำหนดและทารกกลุ่มน้ำหนักน้อยกว่า 2,500 กรัม เป็นกลุ่มที่มีความเสี่ยงสูง⁸ และเช่นเดียวกันกับงานวิจัยของประเทศไทย โดย Phosri และคณะ¹¹ ที่เป็นการศึกษาแบบเก็บข้อมูลในโรงพยาบาล พบว่าพัฒนาการช้ามีความสัมพันธ์ทารกคลอดก่อนกำหนดและทารกกลุ่มน้ำหนักน้อยกว่า 2,500 กรัม และมีการศึกษาในประเทศฟินแลนด์พบว่า เด็กที่เกิดในช่วงอายุครรภ์ 34-36 สัปดาห์ มีความเสี่ยงต่อความผิดปกติทางพัฒนาการหลายด้าน มากกว่าเด็กที่เกิดครบกำหนด โดยมีค่าความเสี่ยงเพิ่มขึ้นประมาณ 1.6-2.4 เท่า²⁰

สรุป

จากการศึกษานี้พบว่าปัจจัยบางประการมีความสัมพันธ์กับภาวะพัฒนาการ ได้แก่ อายุครรภ์มารดาขณะตั้งครรภ์ ที่มากกว่า 35 ปี, อายุครรภ์ที่น้อยกว่า 37 สัปดาห์, น้ำหนักแรกเกิดที่น้อยกว่า 2,500 กรัม, คะแนน Apgar ที่อายุ 5 นาที และ 10 นาที ดังนั้นการคลอดก่อนกำหนดหรือการมีน้ำหนักแรกเกิดต่ำจึงอาจส่งผลต่อการพัฒนาของระบบประสาทและการเรียนรู้ในระยะยาว และปัจจัยด้านสิ่งแวดล้อม เช่น ระยะเวลาการใช้สื่อหน้าจอของเด็ก มีความสัมพันธ์กับพัฒนาการล่าช้าเช่นกัน ดังนั้น การเฝ้าระวังและติดตามพัฒนาการของเด็กที่มีความเสี่ยงตั้งแต่ระยะแรกเริ่ม โดยเฉพาะเด็กที่เกิดก่อนกำหนดหรือมีน้ำหนักแรกเกิดต่ำ รวมถึงการส่งเสริมกิจกรรมที่ช่วยกระตุ้นพัฒนาการ เช่น การอ่านนิทานร่วมกับเด็ก

และการจำกัดระยะเวลาการใช้สื่อหน้าจอ อาจช่วยลดความเสี่ยงของภาวะพัฒนาการล่าช้าและส่งเสริมพัฒนาการของเด็กให้เหมาะสมตามวัยได้

เอกสารอ้างอิง

- Centers for Disease Control and Prevention. Developmental disabilities: Environmental public health tracking program [internet]. 2024 [cited 2025 Dec 15]. Available from: URL: <https://www.cdc.gov/environmental-health-tracking/php/data-research/developmental-disabilities.html>
- Salomone E, Pacione L, Shire S, Brown FL, Reichow B, Servili C. Development of the WHO caregiver skills training program for developmental disorders or delays. *Front Psychiatry*. 2019;10:769. doi:10.3389/fpsy.2019.00769
- จินตนา พัฒนพงศ์ธร, วันวิสา แก้วแข็งขัน. รายงานการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อพัฒนาการเด็กปฐมวัยไทยครั้งที่ 6 พ.ศ. 2560. นนทบุรี: สำนักส่งเสริมสุขภาพ กรมอนามัย; 2561.
- สมัย ศิริทองถาวร. การพัฒนาคู่มือเฝ้าระวังและส่งเสริมพัฒนาการเด็กปฐมวัย (DSPM). วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย. 2561;63(1): 3-12.
- Khan I, Leventhal BL. Developmental delay: StatPearls [internet]. 2021 [cited 2025 Dec 15]. Available from: URL: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK562231/>
- Aldosari AN, Aldosari TS. Comprehensive evaluation of the child with global developmental delays or intellectual disability. *Clin Exp Pediatr*. 2024;67(9):435-46. doi:10.3345/cep.2023.01697
- McGowan EC, Hofheimer JA, O'Shea TM, Kilbride H, Carter BS, Check J, et al. Analysis of neonatal neurobehavior and developmental outcomes among preterm infants. *JAMA Netw Open*. 2022;5(7):e2222249. doi:10.1001/jamanetworkopen.2022.22249
- Tangviriyapaiboon D, Thaineua V, Sirithongthaworn S, Kanshana S, Damrongtamwattana S, Prasitwattanaseree S, et al. Factors associated with suspected developmental delay in Thai children born with low birth weight or asphyxia. *Matern Child Health J*. 2024;28(4):631-40. doi:10.1007/s10995-023-03814-1
- Zhang J, Guo S, Li Y, Wei Q, Zhang C, Wang X, et al. Factors influencing developmental delay among young children in poor rural China: A latent variable approach. *BMJ Open*. 2018;8(8):e021628. doi:10.1136/bmjopen-2018-021628
- Kerebh A, Endalifer ML, Birhanu MY, Telayneh AT, Abate LK, Adissie Z. Child developmental delay and its associated factors among children aged 12-59 months in Demebecha district, Northwest Ethiopia: A community-based cross-sectional study. *Front Public Health*. 2024;12:1464121. doi:10.3389/fpubh.2024.1464121
- Phosri N. Etiology and risk factors associated with delayed development in preschool children that received treatment in the Developmental Clinic, Roi Et Hospital. *Srinagarind Med J*. 2023;38(2):213-24.

12. Sitaresmi MN, Ismail D, Wahab A. Risk factors of developmental delay: A community-based study. *Paediatr Indones*. 2008;48(3):161–5. doi:10.14238/pi48.3.2008.161-5
13. Emmers D, Jiang Q, Xue H, Zhang Y, Zhang Y, Zhao Y, et al. Early childhood development and parental training interventions in rural China: A systematic review and meta-analysis. *BMJ Glob Health*. 2021;6(8):e005578. doi:10.1136/bmjgh-2021-005578
14. Martins IM, Perazzo M, Correa-Faria P, Santos IG, Mateus AC, Fernandez AM, et al. Risk and protective factors in early childhood development: A scoping review. *Rev Bras Saude Mater Infant*. 2025;25:e20240166. doi:10.1590/1806-9304202500000166-en
15. ประภาภรณ์ จังพานิช, วสุรัตน์ พลอยล้วน. การศึกษาสถานการณ์พัฒนาการเด็กปฐมวัยไทย ปี 2564. วารสารการส่งเสริมสุขภาพและอนามัยสิ่งแวดล้อม. 2566;46(1):41–9.
16. Choo YY, Agarwal P, How CH, Yeleswarapu SP. Developmental delay: identification and management at primary care level. *Singapore Med J*. 2019;60(3):119–23. doi:10.11622/smedj.2019025.
17. Rayce SB, Okholm GT, Flensburg-Madsen T. Mobile device screen time is associated with poorer language development among toddlers: Results from a large-scale survey. *BMC Public Health*. 2024;24(1):1050. doi:10.1186/s12889-024-18447-4
18. Massaroni V, Delle Donne V, Marra C, Arcangeli V, Chieffo DPR. The relationship between language and technology: how screen time affects language development in early life—a systematic review. *Brain Sci*. 2023;14(1):27. doi:10.3390/brainsci14010027.
19. Pettinger KJ, Cooper C, Boyle E, Blower S, Hewitt C, Fraser L. Risk of developmental disorders in children born at 32–38 weeks' gestation: A meta-analysis. *Pediatrics*. 2023;152(6):e2023061878. doi:10.1542/peds.2023-061878
20. Nivins S, Gissler M, Lavebratt C. Neurodevelopmental risks of late-preterm and early-term births: A population-based study from Finland. *BMJ Public Health*. 2026;4(1):e003708. doi:10.1136/bmjph-2025-003708

เปรียบเทียบอัตราและลักษณะการติดเชื้อในผู้ป่วยกระดูกยาวหักแบบเปิด จำแนกตามระยะเวลาการผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล Comparative Study of Infection Rates and Characteristics in Open Long Bone Fractures According to Surgical Waiting Time After Hospital Admissions

เทพฤทธิ์ วงษารัตน์ พ.บ.,
ว. ออร์โธปิดิกส์
กลุ่มงานศัลยกรรมออร์โธปิดิกส์
โรงพยาบาลสมเด็จพระสังฆราชองค์ที่ 17
จังหวัดสุพรรณบุรี

Teparit Wongsarat M.D.,
Dip., Thai Board of Orthopaedics
Division of Orthopaedics
Somdejprasangkharach XVII Hospital
Suphan Buri

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อเปรียบเทียบอัตราการติดเชื้อในผู้ป่วยกระดูกหักแบบเปิดของกระดูกยาวตามระยะเวลา
รอการผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล เปรียบเทียบความรุนแรงของการติดเชื้อกับระยะเวลาการผ่าตัด วิเคราะห์
ความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลารอผ่าตัดกับช่วงเวลาการเริ่มต้นของการติดเชื้อ และวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่าง
การจำแนกตาม Gustilo-Anderson classification กับเกิดการติดเชื้อ

วิธีการศึกษา: การวิจัยเชิงเปรียบเทียบแบบย้อนหลัง (retrospective comparative study) กลุ่มตัวอย่าง
158 ราย ระหว่างเดือนมกราคม พ.ศ. 2561 ถึงธันวาคม พ.ศ. 2567 เครื่องมือที่ใช้ คือ แบบบันทึกข้อมูลผู้ป่วยกระดูกหัก
แบบเปิด 6 ส่วน ผ่านการตรวจสอบความตรงเชิงเนื้อหาโดยผู้ทรงคุณวุฒิ 3 ท่าน (ค่า IOC ≥ 0.50) และเกณฑ์
การประเมินการติดเชื้อตาม CDC Guidelines for Prevention of Surgical Site Infection (2017) ร่วมกับเกณฑ์
ของ Fracture-Related Infection Consensus Group (2018) วิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้สถิติเชิงพรรณนาและสถิติ
เชิงอนุมาน ได้แก่ chi-square test, Fisher's exact test

ผลการศึกษา: พบอัตราการติดเชื้อโดยรวม ร้อยละ 18.4 โดยกลุ่มที่ผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง มีอัตรา
การติดเชื้อ ร้อยละ 19.7 กลุ่ม 6-24 ชั่วโมง ร้อยละ 12.7 และกลุ่มหลัง 24 ชั่วโมง ร้อยละ 29.2 ความรุนแรง
ของการติดเชื้อมีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติตามระยะเวลารอผ่าตัด ($p < .05$) แต่การเปรียบเทียบรายคู่
ไม่พบความแตกต่างที่มีนัยสำคัญ โดยกลุ่มที่ผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง พบการติดเชื้อแผลผ่าตัดส่วนลึก (deep SSI)
ร้อยละ 71.4 ขณะที่กลุ่มผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง พบการติดเชื้อแผลผ่าตัดผิวเผิน (superficial SSI) ร้อยละ 71.4
ระดับความรุนแรงตาม Gustilo-Anderson classification มีความสัมพันธ์กับอัตราการติดเชื้ออย่างมีนัยสำคัญทาง
สถิติ ($p < .001$) โดยอัตราการติดเชื้อเพิ่มขึ้นตามระดับความรุนแรง

สรุป: โรงพยาบาลควรจัดลำดับความเร่งด่วนในการผ่าตัดโดยพิจารณาจากระดับความรุนแรงตาม Gustilo-Anderson classification เป็นหลัก สามารถวางแผนผ่าตัดภายใน 24 ชั่วโมง โดยไม่จำเป็นต้องยึดถือ “กฎ 6 ชั่วโมง” อย่างเคร่งครัด ควรจัดอบรมบุคลากรทางการแพทย์ในการประเมินระดับความรุนแรงตาม Gustilo-Anderson classification อย่างถูกต้อง และเน้นการจัดการบาดแผลเบื้องต้นที่มีคุณภาพ

คำสำคัญ: กระดูกหักแบบเปิด, การติดเชื้อ, ระยะเวลาการผ่าตัด, Gustilo-Anderson classification, การเฝ้าระวังภาวะติดเชื้อ

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 463–476.

Abstract

Objective: The study’s purpose was to compare infection rates in patients with open long bone fractures according to debridement waiting time after hospital admission, compare infection severity with surgical waiting time, analyze the relationship between surgical waiting time and infection onset timing, and analyze the relationship between Gustilo-Anderson classification grade and infection occurrence.

Methods: This retrospective comparative study included 158 patients from January 2018 to December 2024. A six-part open fracture data recording form was validated by three experts (IOC $\geq$ 0.50). Infection criteria followed CDC Guidelines for Prevention of Surgical Site Infection (2017) and Fracture-Related Infection Consensus Group criteria (2018). Data were analyzed using descriptive and inferential statistics including chi-square test and Fisher’s exact test.

Results: Overall infection rate was 18.4%. The group operated within 6 hours had an infection rate of 19.7%, the 6–24 hours group had 12.7%, and the group beyond 24 hours had 29.2%. Infection severity differed significantly according to surgical waiting time ($p < .05$), though no pairwise comparison reached significance, with the group operated within 6 hours showing the highest proportion of deep SSI (71.4%), while the group operated after 24 hours showed the highest proportion of superficial SSI (71.4%). Gustilo-Anderson classification was significantly associated with infection rates ($p < .001$), with infection rates increasing progressively by injury severity.

Conclusion: Surgical urgency should be prioritized based on Gustilo-Anderson classification severity. Surgical planning can be conducted within 24 hours without strict adherence to the “6-hour rule.” Medical staff should be trained to accurately assess Gustilo-Anderson severity grading, and quality initial wound management should be emphasized.

Keywords: open fracture, infection, surgical waiting time, Gustilo-Anderson classification, infection surveillance

Received: Apr 22, 2026; Revised: Apr 23, 2026; Accepted: Sep 7, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 463–476.

บทนำ

กระดูกหักแบบเปิด (open fracture) เป็นภาวะฉุกเฉินทางออร์โธปิดิกส์ที่พบได้บ่อย และมีความซับซ้อนสูง เกิดจากการทะลุของกระดูกผ่านผิวหนังและเนื้อเยื่ออ่อน ทำให้บริเวณกระดูกที่หักสัมผัสกับสิ่งแวดล้อมภายนอก ข้อมูลระดับโลกพบอุบัติการณ์ 11.5 ต่อประชากร 100,000 คนต่อปี โดยพบในเพศชายมากกว่าเพศหญิง¹ ใน พ.ศ. 2562 มีกระดูกหักใหม่ทั่วโลก 178 ล้านราย เพิ่มขึ้นร้อยละ 33.4 จาก พ.ศ. 2533 ส่งผลต่อปีที่สูญเสียไปเนื่องจากความพิการ (YLDs) เพิ่มขึ้นร้อยละ 65.3² สำหรับประเทศไทย การศึกษาจากกลุ่มตัวอย่าง 60,569 คน พบอุบัติการณ์ของกระดูกหักโดยรวม 187 ต่อ 10,000 คนต่อปี³

การติดเชื้อเป็นภาวะแทรกซ้อนที่สำคัญและพบบ่อยที่สุดในผู้ป่วยกระดูกหักแบบเปิด โดยมีอัตราการเกิดตั้งแต่ ร้อยละ 4–63 ขึ้นอยู่กับความรุนแรงของการบาดเจ็บ⁴ กระดูกหักแบบเปิดของกระดูกหน้าแข้งมีอัตราการเกิด post-traumatic osteomyelitis ร้อยละ 4.5–20⁵ โดย Grade IIIB มีความเสี่ยงต่อการติดเชื้อสูงถึง ร้อยละ 15–40⁶ การติดเชื้อส่งผลกระทบรุนแรงต่อผู้ป่วย ได้แก่ ภาวะ nonunion, chronic osteomyelitis ซึ่งมีอัตราการติดเชื้อซ้ำ ร้อยละ 20–30⁷ และอาจนำไปสู่การตัดอวัยวะทิ้งในกรณีที่มีการติดเชื้อที่รุนแรง⁸ นอกจากนี้ผู้ป่วยต้องนอนโรงพยาบาลนานขึ้น ได้รับการผ่าตัดซ้ำหลายครั้ง และมีค่าใช้จ่ายในการรักษาสูง ซึ่งเป็นภาระทางเศรษฐกิจต่อทั้งผู้ป่วยและระบบสุขภาพ⁹

แนวทางการรักษามาตรฐานในปัจจุบันแนะนำให้ทำการผ่าตัดทำความสะอาดแผลภายใน 6 ชั่วโมงหลังการบาดเจ็บ หรือที่เรียกว่า “golden period” ซึ่งมีที่มาจากการศึกษาของ Friedrich¹⁰ ใน ค.ศ. 1898 ก่อนยุคของยาปฏิชีวนะสมัยใหม่ อย่างไรก็ตาม จากงานวิจัยในช่วงทศวรรษที่ผ่านมา การศึกษาเชิงระบบและการวิเคราะห์ห่อภิณ (meta-analysis) พบว่าไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญระหว่างการผ่าตัดภายในและหลัง 6 ชั่วโมงหลังการบาดเจ็บ ในผู้ป่วยที่มีกระดูกหัก

แบบเปิดของกระดูกหน้าแข้ง¹¹ หลายงานวิจัยชี้ว่าปัจจัยอื่น เช่น ความรุนแรงของแผลตาม Gustilo-Anderson classification และการจัดการบาดแผลเบื้องต้น มีผลต่อการติดเชื้อมากกว่าระยะเวลาการผ่าตัด อีกทั้งโรงพยาบาลหลายแห่งมีข้อจำกัดในการผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง เช่น ผู้ป่วยมีการบาดเจ็บหลายระบบ การส่งต่อจากโรงพยาบาลอื่น และข้อจำกัดด้านทรัพยากรบุคคล

โรงพยาบาลสมเด็จพระสังฆราชของค์ที่ 17 เป็นโรงพยาบาลทั่วไปในจังหวัดสุพรรณบุรี ที่รับผิวดชอบการดูแลผู้ป่วยกระดูกหักแบบเปิดจำนวนมาก โดยมีข้อจำกัดในทางปฏิบัติคล้ายคลึงกับโรงพยาบาลทั่วไปในประเทศไทย จากการศึกษาเบื้องต้นใน พ.ศ. 2567 พบอัตราการติดเชื้อโดยรวม ร้อยละ 18.6 โดยไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญของอัตราการติดเชื้อระหว่างกลุ่มระยะเวลาการผ่าตัด ($p = .210$) ดังนั้นเพื่อให้มีข้อมูลเชิงประจักษ์เพียงพอสำหรับการปรับแนวทางการปฏิบัติ งานวิจัยนี้จึงมุ่งศึกษาเปรียบเทียบอัตราและลักษณะของการติดเชื้อในกระดูกหักแบบเปิดของกระดูกยาวตามระยะเวลาการผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล โดยวิเคราะห์ทั้งอัตราการติดเชื้อ ความรุนแรง ช่วงเวลาการเริ่มต้นของการติดเชื้อ และความสัมพันธ์กับ Gustilo-Anderson classification เพื่อเป็นแนวทางในการจัดลำดับความเร่งด่วนในการผ่าตัดและการบริหารทรัพยากรในโรงพยาบาลให้มีประสิทธิภาพสูงสุด

วัตถุประสงค์

วัตถุประสงค์หลัก: เพื่อเปรียบเทียบอัตราการติดเชื้อในผู้ป่วยกระดูกหักแบบเปิดของกระดูกยาว ตามระยะเวลาการผ่าตัด หลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล

วัตถุประสงค์รอง:

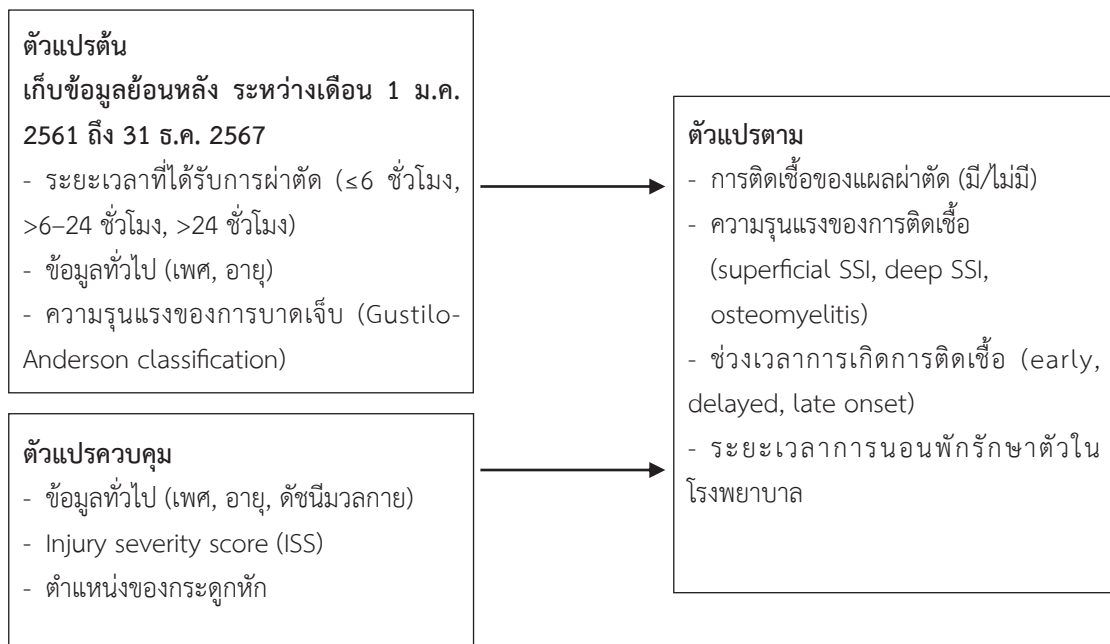
1. เพื่อเปรียบเทียบความรุนแรงของการติดเชื้อกับระยะเวลาการผ่าตัด
2. เพื่อวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลาการผ่าตัดกับช่วงเวลาการเริ่มต้นของการติดเชื้อ (onset: early, delayed, late)

3. เพื่อวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่าง
ความรุนแรงของการบาดเจ็บ (Gustilo-Anderson
classification) กับการเกิดการติดเชื้อ

กรอบแนวคิดในการวิจัย

การศึกษานี้อาศัยหลักการของ Host-Agent-
Environment model (epidemiological triad)¹²
ร่วมกับ pathophysiology of surgical site infection
ตาม CDC guidelines ของ Mangram และคณะ

(CDC SSI 2017)¹³ และแนวคิด fracture-related
infection ของ Metsemakers และคณะ⁵ โดย host
factors หมายถึง ลักษณะของผู้ป่วย agent factors
คือ ความรุนแรงของการบาดเจ็บและการปนเปื้อน และ
environment factors ประกอบด้วยระยะเวลาการ
ผ่าตัดและสภาพแวดล้อมการรักษา ซึ่งปัจจัยทั้งสามนี้
มีปฏิสัมพันธ์กันและส่งผลต่อความเสี่ยงในการเกิด
การติดเชื้อในผู้ป่วยกระดูกหักแบบเปิดของกระดูกยาว



วิธีการศึกษา

รูปแบบ: การวิจัยเชิงเปรียบเทียบแบบ
ย้อนหลัง เก็บข้อมูล 1 มกราคม พ.ศ. 2561-31
ธันวาคม พ.ศ. 2567 ณ โรงพยาบาลสมเด็จพระสังฆราช
องค์ที่ 17 จังหวัดสุพรรณบุรี

กลุ่มตัวอย่าง: ผู้ป่วย 158 ราย ซึ่งได้รับการ
คัดเลือกตามเกณฑ์คัดเข้า ได้แก่ อายุตั้งแต่ 18 ปีขึ้นไป
ได้รับการวินิจฉัยเป็นกระดูกหักแบบเปิดของกระดูกยาว
(open long bone fracture) ตามการจำแนกของ
Gustilo-Anderson Grade I ถึง IIIB ได้รับการผ่าตัด

ทำความสะอาดแผล (debridement) มีข้อมูลระยะเวลา
รอผ่าตัดที่ชัดเจน และได้รับการติดตามผลการรักษา
อย่างน้อย 6 เดือน ส่วนเกณฑ์คัดออก ได้แก่ ผู้ป่วยที่มี
การติดเชื้อมาก่อนเข้ารับการรักษา และผู้ป่วยที่เคยได้
รับการผ่าตัดจากสถานพยาบาลอื่นมาก่อน ทั้งนี้ผู้ป่วย
ที่เข้าเกณฑ์ทั้งหมดถูกแบ่งออกเป็น 3 กลุ่ม ตามระยะ
เวลาการผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล ได้แก่
กลุ่มที่ได้รับการผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง กลุ่มที่ได้รับ
การผ่าตัดในช่วง 6-24 ชั่วโมง และกลุ่มที่ได้รับการผ่าตัด
หลัง 24 ชั่วโมง

เครื่องมือและเกณฑ์วินิจฉัย: แบบบันทึกข้อมูล 6 ส่วน 1. แบบบันทึกข้อมูลผู้ป่วยกระดูกหักแบบเปิดเพื่อเก็บข้อมูลย้อนหลังจากเวชระเบียนผู้ป่วย; 2. ข้อมูลการบาดเจ็บและการมาถึงโรงพยาบาล; 3. ข้อมูลลักษณะของกระดูกหักแบบเปิด; 4. ข้อมูลการรักษาและการผ่าตัด; 5. ข้อมูลการติดตามผลการรักษา; และ 6. ข้อมูลการติดเชื้อ และเกณฑ์การประเมินการติดเชื้อแผลผ่าตัด ใช้เกณฑ์ CDC SSI 2017 ร่วมกับ Fracture-Related Infection Consensus Group 2018 จำแนกการติดเชื้อเป็นการติดเชื้อผิวหนัง การติดเชื้อส่วนลึก และการติดเชื้อกระดูก (superficial SSI, deep SSI, and

osteomyelitis) ตรวจคุณภาพโดยผู้ทรงคุณวุฒิ 3 ท่าน ค่า IOC ≥ 0.50

การวิเคราะห์ข้อมูล: สถิติเชิงพรรณนา ได้แก่ ความถี่ ร้อยละ ค่าเฉลี่ย ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ค่ามัธยฐาน และค่าพิสัยควอร์ไทล์ (IQR) สถิติเชิงอนุมาน ได้แก่ chi-square test และ Fisher's exact test ร่วมกับ Cramér's V (effect size) และ post hoc pairwise comparison ด้วย Holm-Bonferroni correction เมื่อผลโดยรวมมีนัยสำคัญ

จริยธรรมวิจัย: REC No. 71/2568 สำนักงานสาธารณสุขจังหวัดสุพรรณบุรี วันที่ 22 สิงหาคม 2568

ผลการศึกษา

ตารางที่ 1 ข้อมูลทั่วไปของผู้ป่วย (n = 158)

ข้อมูล	จำนวน (ร้อยละ)
เพศ	
ชาย	114 (72.2)
หญิง	44 (27.8)
ช่วงอายุ (ปี)	
<20	55 (34.8)
31-40	28 (17.7)
41-50	24 (15.2)
51-60	28 (17.7)
>60	23 (14.6)
ตำแหน่งกระดูกหัก	
กระดูกต้นแขน (Humerus)	4 (2.5)
กระดูกแขนส่วนล่าง (Radius, Ulna)	41 (26.0)
กระดูกต้นขา (Femur)	23 (14.6)
กระดูกขาส่วนล่าง (Tibia, Fibula)	90 (56.9)
ระดับความรุนแรงตาม Gustilo-Anderson classification	
Grade I	41 (26.0)
Grade II	72 (45.5)

ตารางที่ 1 ข้อมูลทั่วไปของผู้ป่วย (n = 158) (ต่อ)

ข้อมูล	จำนวน (ร้อยละ)
ระดับความรุนแรงตาม Gustilo-Anderson classification	
Grade IIIA	41 (26.0)
Grade IIIB	4 (2.5)
ระยะเวลาที่ได้รับการผ่าตัดทำความสะอาดแผล	
≤6 ชั่วโมง	71 (44.9)
>6–24 ชั่วโมง	63 (39.9)
>24 ชั่วโมง	24 (15.2)
การติดเชื้อภายหลังการผ่าตัด	
ไม่ติดเชื้อ	129 (81.6)
ติดเชื้อ	29 (18.4)

ตารางที่ 2 เปรียบเทียบอัตราการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล

ระยะเวลารอผ่าตัด (ชั่วโมง)	จำนวนผู้ป่วย (ราย)	ติดเชื้อ (ราย)	ไม่ติดเชื้อ (ราย)	อัตราการติดเชื้อ (ร้อยละ)	p-value
≤6 ชั่วโมง	71	14	57	19.7	.192
>6–24 ชั่วโมง	63	8	55	12.7	
>24 ชั่วโมง	24	7	17	29.2	
รวม	158	29	129	18.4	

Chi-square test Sig * p < .05, ** p < .01

ตารางที่ 3 ระยะเวลารอการผ่าตัดและระยะเวลานอนโรงพยาบาล

ลักษณะ	Mean ± SD	Median (Min-Max)
Duration admit to debridement (ชั่วโมง)	16.59 ± 27.21	7.42 (0.50–183.00)
Length of stay (วัน)	16.85 ± 17.90	12.50 (1–128)

ตารางที่ 4 ความรุนแรงของการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัด (n = 29)

ระยะเวลารอผ่าตัด	Superficial SSI n (ร้อยละ)	Deep SSI n (ร้อยละ)	Osteomyelitis n (ร้อยละ)	Total n (ร้อยละ)	p-value
≤6 ชั่วโมง	3 (21.4)	10 (71.4)	1 (7.1)	14 (100)	.042*
>6–24 ชั่วโมง	2 (25.0)	3 (37.5)	3 (37.5)	8 (100)	

Fisher's exact test Sig * p < .05, ** p < .01; Cramér's V = 0.41 (effect size)

ตารางที่ 4 ความรุนแรงของการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัด (n = 29) (ต่อ)

ระยะเวลารอผ่าตัด	Superficial SSI n (ร้อยละ)	Deep SSI n (ร้อยละ)	Osteomyelitis n (ร้อยละ)	Total n (ร้อยละ)	p-value
>24 ชั่วโมง	5 (71.4)	1 (14.3)	1 (14.3)	7 (100)	
รวม	10 (34.5)	14 (48.3)	5 (17.2)	29 (100)	

Fisher's exact test Sig * p < .05, ** p < .01; Cramér's V = 0.41 (effect size)

ตารางที่ 5 ช่วงเวลาการเริ่มต้นของการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัด (n = 29)

ระยะเวลารอผ่าตัด	Early onset (<2 สัปดาห์) n (ร้อยละ)	Delayed onset (2–10 สัปดาห์) n (ร้อยละ)	Late onset (>10 สัปดาห์) n (ร้อยละ)	Total n (ร้อยละ)
≤6 ชั่วโมง	1 (7.1)	11 (78.6)	2 (14.3)	14 (100)
>6–24 ชั่วโมง	1 (12.5)	7 (87.5)	0 (0.0)	8 (100)
>24 ชั่วโมง	2 (28.6)	5 (71.4)	0 (0.0)	7 (100)
รวม	4 (13.8)	23 (79.3)	2 (6.9)	29 (100)

หมายเหตุ: ใช้ length of stay เป็นตัวประมาณ onset time

ข้อมูลทั่วไปของผู้ป่วย

กลุ่มตัวอย่างในการวิจัยครั้งนี้ประกอบด้วยผู้ป่วยกระดูกหักแบบเปิด จำนวน 158 ราย พบว่าผู้ป่วยเป็นเพศชาย ร้อยละ 72.2 เพศหญิง ร้อยละ 27.8 เมื่อพิจารณาการกระจายตัวตามช่วงอายุพบว่ากลุ่มอายุน้อยกว่า 20 ปี มีสัดส่วนสูงสุด ร้อยละ 34.8 ในด้านตำแหน่งของกระดูกที่หัก พบว่ากระดูกขาส่วนล่าง เป็นตำแหน่งที่พบมากที่สุด ร้อยละ 56.9 ของผู้ป่วยทั้งหมด เมื่อพิจารณาความรุนแรงของการบาดเจ็บตาม Gustilo-Anderson classification พบว่าผู้ป่วยอยู่ใน Grade II มากที่สุดคิด ร้อยละ 45.5 สำหรับระยะเวลารอการผ่าตัด พบว่าผู้ป่วยได้รับการผ่าตัดภายในเวลา 6 ชั่วโมงหลังจากรับไว้รักษาในโรงพยาบาลมากที่สุด ร้อยละ 44.9 และเมื่อพิจารณาอัตราการติดเชื้อโดยรวมของกลุ่มตัวอย่างทั้งหมด อยู่ที่ร้อยละ 18.4 (ดังแสดงในตารางที่ 1)

เปรียบเทียบอัตราการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล

เมื่อเปรียบเทียบอัตราการติดเชื้อของผู้ป่วยในแต่ละกลุ่มตามระยะเวลารอการผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล พบว่ากลุ่มที่ได้รับการผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง มีอัตราการติดเชื้อ ร้อยละ 19.7 กลุ่มที่ผ่าตัดในช่วง 6–24 ชั่วโมง มีอัตราการติดเชื้อต่ำที่สุด คือ ร้อยละ 12.7 และกลุ่มที่ผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง มีอัตราการติดเชื้อสูงที่สุด คือ ร้อยละ 29.2 เมื่อวิเคราะห์ทางสถิติด้วย chi-square test พบว่าความแตกต่างของอัตราการติดเชื้อระหว่างกลุ่มดังกล่าวไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ (p = .192) (ดังแสดงในตารางที่ 2)

ระยะเวลารอการผ่าตัดและระยะเวลานอนโรงพยาบาล

ระยะเวลาเฉลี่ยตั้งแต่รับไว้รักษาในโรงพยาบาลจนถึงการได้รับการผ่าตัดอยู่ที่ 16.59 ชั่วโมง โดยมีค่ามัธยฐานของระยะเวลารอผ่าตัดหลังรับไว้รักษา

ในโรงพยาบาล อยู่ที่ 7.42 ชั่วโมง ซึ่งค่ามัธยฐานที่ต่ำกว่าค่าเฉลี่ย ร่วมกับส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่สูงถึง 27.21 ชั่วโมง และค่าพิสัยที่กว้างตั้งแต่ 0.50 ถึง 183.00 ชั่วโมง กล่าวคือผู้ป่วยส่วนใหญ่ได้รับการผ่าตัดภายในระยะเวลาไม่นานหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล แต่มีผู้ป่วยส่วนน้อยที่ต้องรอผ่าตัดนานผิดปกติ ซึ่งตั้งค่าเฉลี่ยให้สูงขึ้นกว่าค่ามัธยฐาน สำหรับระยะเวลาการนอนโรงพยาบาลเฉลี่ยอยู่ที่ 16.85 วัน (ดังแสดงในตารางที่ 3)

ความรุนแรงของการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัด

ผู้ป่วยที่เกิดการติดเชื้อทั้งหมด 29 ราย โดยจำแนกระดับความรุนแรงของการติดเชื้อออกเป็น การติดเชื้อแผลผ่าตัดผิวเผิน (superficial SSI), การติดเชื้อแผลผ่าตัดส่วนลึก (deep SSI), และการติดเชื้อกระดูก (osteomyelitis) เมื่อเปรียบเทียบตามช่วงระยะเวลารอผ่าตัด ผลการวิเคราะห์พบว่า ความรุนแรงของการติดเชื้อมีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติตามระยะเวลารอผ่าตัด ($p = .042$) โดยกลุ่มที่ผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง พบการติดเชื้อส่วนลึก (deep SSI) สูงสุด ร้อยละ 71.4 ขณะที่กลุ่มที่ผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง พบการติดเชื้อผิวเผิน (superficial SSI) สูงสุดร้อยละ 71.4 โดยมีขนาดอิทธิพล (effect size) ในระดับสูง (Cramér's $V = 0.41$) เมื่อวิเคราะห์เปรียบเทียบความแตกต่างทีละคู่ (post hoc pairwise

comparison) ด้วย Fisher's exact test ร่วมกับการปรับค่า p-value แบบ Holm-Bonferroni correction พบว่าไม่มีคู่เปรียบเทียบใดที่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ กลุ่มภายใน 6 ชั่วโมง เทียบกับกลุ่ม 6–24 ชั่วโมง ($p \text{ adjusted} = .402$) กลุ่มผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง เทียบกับกลุ่มผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง ($p \text{ adjusted} = .115$) และกลุ่ม 6–24 ชั่วโมง เทียบกับกลุ่มผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง ($p \text{ adjusted} = .402$) แสดงว่าความแตกต่างที่พบในการทดสอบโดยรวมอาจไม่ได้มาจากคู่ใดคู่หนึ่งอย่างชัดเจน แม้ขนาดอิทธิพลโดยรวมจะอยู่ในระดับสูง (ดังแสดงในตารางที่ 4)

ช่วงเวลาการเริ่มต้นของการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัด

ช่วงเวลาการเริ่มต้นของการติดเชื้อใน 3 รูปแบบ ได้แก่ early onset (น้อยกว่า 2 สัปดาห์), delayed onset (2–10 สัปดาห์), และ late onset (มากกว่า 10 สัปดาห์) โดยใช้ระยะเวลานอนโรงพยาบาล (length of stay) เป็นตัวประมาณช่วงเวลาการเริ่มต้นของการติดเชื้อ ผลการวิเคราะห์พบว่าการติดเชื้อส่วนใหญ่เป็นแบบ delayed onset ร้อยละ 79.3 ของผู้ป่วยที่ติดเชื้อทั้งหมด โดยกลุ่มที่ผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง มีแนวโน้มเกิด early onset สูงกว่ากลุ่มอื่น ร้อยละ 28.6 (ดังแสดงในตารางที่ 5)

ตารางที่ 6 อัตราการติดเชื้อตาม Gustilo-Anderson classification

Gustilo Grade	จำนวนผู้ป่วย	ติดเชื้อ	ไม่ติดเชื้อ	อัตราการติดเชื้อ (ร้อยละ)	p-value
Grade I	41	2	39	4.9	<.001**
Grade II	72	6	66	8.3	
Grade IIIA	41	17	24	41.5	
Grade IIIB	4	4	0	100.0	
รวม	158	29	129	18.4	

Fisher's exact test Sig * $p < .05$, ** $p < .01$; Cramér's $V = 0.52$ (effect size)

ตารางที่ 7 อัตราการติดเชื้อจำแนกตาม Gustilo-Anderson classification และระยะเวลาการผ่าตัดหลังรับไว้รักษา
ในโรงพยาบาล

Gustilo Grade	จำนวน ผู้ป่วย	≤6 ชั่วโมง			>6-24 ชั่วโมง			>24 ชั่วโมง		
		ติดเชื้อ	ไม่ติดเชื้อ	อัตราการ ติดเชื้อ (ร้อยละ)	ติดเชื้อ	ไม่ติดเชื้อ	อัตราการ ติดเชื้อ (ร้อยละ)	ติดเชื้อ	ไม่ติดเชื้อ	อัตราการ ติดเชื้อ (ร้อยละ)
Grade I	41	1	15	6.2	1	19	5.0	0	5	0
Grade II	72	2	33	5.7	2	24	7.7	2	9	18.2
Grade IIIA	41	7	9	43.8	5	12	29.4	5	3	62.5
Grade IIIB	4	4	0	100	0	0	0	0	0	0
รวม	158	14	57	19.7	8	55	12.7	7	17	29.2

ตารางที่ 8 อัตราการติดเชื้อตามตำแหน่งกระดูกหัก (site)

Site	จำนวนผู้ป่วย	ติดเชื้อ	ไม่ติดเชื้อ	อัตราการติดเชื้อ (ร้อยละ)	p-value
1. Humerus	4	1	3	25.0	.210
2. Radius, Ulna	41	4	37	9.8	
3. Femur	23	3	20	13.0	
4. Tibia, Fibula	90	21	69	23.3	
รวม	158	29	129	18.4	

Fisher's exact test Sig * p < .05, ** p < .01

อัตราการติดเชื้อตาม Gustilo-Anderson classification

ความสัมพันธ์ระหว่างระดับความรุนแรงของกระดูกหักแบบเปิดตาม Gustilo-Anderson classification กับอัตราการติดเชื้อ พบว่ามีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < .001$) และอัตราการติดเชื้อเพิ่มขึ้นตามระดับความรุนแรง โดย Grade I มีอัตราการติดเชื้อ ร้อยละ 4.9, Grade II ร้อยละ 8.3, Grade IIIA ร้อยละ 41.5, และ Grade IIIB ร้อยละ 100 โดยมีขนาดอิทธิพล (effect size) ในระดับสูง (Cramér's $V = 0.52$) เมื่อวิเคราะห์เปรียบเทียบความแตกต่างทีละคู่ (post hoc pairwise comparison) ด้วย

Fisher's exact test ร่วมกับการปรับค่า p-value แบบ Holm-Bonferroni correction ในทั้ง 6 คู่เปรียบเทียบ พบว่าคู่เปรียบเทียบระหว่างกลุ่มความรุนแรงต่ำกับกลุ่มความรุนแรงสูงมีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติทั้งหมด ได้แก่ Grade I เทียบกับ Grade IIIA ($p \text{ adjusted} < .001$); Grade I เทียบกับ Grade IIIB ($p \text{ adjusted} < .001$); Grade II เทียบกับ Grade IIIA ($p \text{ adjusted} < .001$); และ Grade II เทียบกับ Grade IIIB ($p \text{ adjusted} < .001$) ในขณะที่ Grade I เทียบกับ Grade II ($p \text{ adjusted} = .709$) และ Grade IIIA เทียบกับ Grade IIIB ($p \text{ adjusted} = .080$) ไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัย

สำคัญทางสถิติ แสดงว่าความแตกต่างของอัตราการติดเชื้อที่พบจากการทดสอบโดยรวมเกิดจากความแตกต่างระหว่างกลุ่มความรุนแรงต่ำ (Grade I-II) กับกลุ่มความรุนแรงสูง (Grade IIIA-III B) มากกว่าความแตกต่างภายในกลุ่มระดับความรุนแรงใกล้เคียงกัน (ดังแสดงในตารางที่ 6)

อัตราการติดเชื้อจำแนกตาม Gustilo-Anderson classification และระยะเวลารอผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล

อัตราการติดเชื้อโดยจำแนกทั้งสองปัจจัยพร้อมกัน คือ Gustilo-Anderson classification และระยะเวลารอผ่าตัด พบว่า Grade I และ II มีอัตราการติดเชื้อต่ำอยู่ในช่วง ร้อยละ 0–18.2 Grade IIIA มีอัตราการติดเชื้อสูง โดยเฉพาะกลุ่มที่ผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง มีอัตราการติดเชื้อ ร้อยละ 62.5 และ Grade IIIB ที่ผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง มีอัตราการติดเชื้อ ร้อยละ 100 (ดังแสดงในตารางที่ 7)

อัตราการติดเชื้อตามตำแหน่งกระดูกหัก (Site)

เปรียบเทียบอัตราการติดเชื้อตามตำแหน่งของกระดูกหัก ได้แก่ กระดูกต้นแขน (Humerus), กระดูกแขนส่วนล่าง (Radius, Ulna), กระดูกต้นขา (Femur), และกระดูกขาส่วนล่าง (Tibia, Fibula) พบว่าไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติระหว่างตำแหน่งกระดูกหัก ($p = .210$) เมื่อพิจารณาแนวโน้มพบว่ากระดูกต้นแขน (Humerus) มีอัตราการติดเชื้อสูงสุด ร้อยละ 25.0 ขณะที่กระดูกแขนส่วนล่าง (Radius, Ulna) มีอัตราการติดเชื้อต่ำสุด ร้อยละ 9.8 (ดังแสดงในตารางที่ 8)

วิจารณ์

1. อัตราการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัดหลังรับไว้รักษาในโรงพยาบาล ผลการศึกษาพบอัตราการติดเชื้อโดยรวม ร้อยละ 18.4 โดยกลุ่มผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง มีอัตราร้อยละ 19.7 กลุ่ม 6–24 ชั่วโมง

ร้อยละ 12.7 และกลุ่มหลัง 24 ชั่วโมง ร้อยละ 29.2 โดยไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p = .192$) ผลนี้สอดคล้องกับ Prodromidis และ Charalambous¹¹ ที่ทำการทบทวนเชิงระบบ (systematic review) และวิเคราะห์ห่อภิมาณ (meta-analysis) พบว่าการผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง ไม่แตกต่างจากการผ่าตัดหลัง 6 ชั่วโมง และสอดคล้องกับ Singh และคณะ¹⁴ ที่พบว่าระยะเวลารอผ่าตัดภายใน 24 ชั่วโมง ไม่ส่งผลต่ออัตราการติดเชื้ออย่างมีนัยสำคัญ เหตุผลที่อัตราการติดเชื้อไม่แตกต่างกันระหว่างกลุ่มผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง และกลุ่ม 6–24 ชั่วโมง อธิบายได้จากการที่โรงพยาบาลมีระบบจัดการบาดแผลเบื้องต้นที่ดี ได้แก่ การให้ยาปฏิชีวนะภายใน 3 ชั่วโมงหลังบาดเจ็บ การปิดแผลด้วยวัสดุปราศจากเชื้อ ซึ่งสอดคล้องกับแนวคิดของ Penn-Barwell และคณะ¹⁵ ที่พบว่าการให้ยาปฏิชีวนะและการผ่าตัด ต่างมีผลลดการติดเชื้อโดยอิสระต่อกัน นอกจากนี้การจัดลำดับการผ่าตัดโดยทีมที่มีประสบการณ์ในช่วงเวลาที่เหมาะสม มีผลดีกว่าการเร่งรีบผ่าตัดในช่วงกลางคืน สอดคล้องกับ You และ Schneider¹⁶ และ American College of Surgeons TQIP¹⁷ ที่แนะนำให้ผ่าตัดภายใน 24 ชั่วโมง แทนการยึดติดกับ “กฎ 6 ชั่วโมง” อย่างไรก็ตาม กลุ่มที่ผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง มีแนวโน้มอัตราการติดเชื้อสูงกว่า สอดคล้องกับ Hull และคณะ¹⁸ ที่พบว่าการผ่าตัดล่าช้าเกิน 24 ชั่วโมง เพิ่มความเสี่ยงต่อการติดเชื้อส่วนลึก (deep SSI) ดังนั้นการพยายามผ่าตัดภายใน 24 ชั่วโมง ยังคงเป็นเป้าหมายที่เหมาะสม

2. ความรุนแรงของการติดเชื้อกับระยะเวลารอผ่าตัด ผลการศึกษาพบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญในความรุนแรงของการติดเชื้อตามระยะเวลารอผ่าตัด ($p = .042$) โดยมีขนาดอิทธิพลระดับสูง (Cramér's $V = 0.41$) อย่างไรก็ตาม เมื่อวิเคราะห์เปรียบเทียบทีละคู่ด้วย Fisher's exact test ร่วมกับการปรับค่า p-value แบบ Holm-Bonferroni correction กลับไม่พบ

ความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในทุกคู่เปรียบเทียบ (p adjusted = .402, .115, และ .402 ตามลำดับสำหรับคู่กลุ่มภายใน 6 ชั่วโมง เทียบกลุ่ม 6–24 ชั่วโมง, กลุ่มภายใน 6 ชั่วโมง เทียบกลุ่มหลัง 24 ชั่วโมง, และกลุ่ม 6–24 ชั่วโมง เทียบกลุ่มหลัง 24 ชั่วโมง) จึงยังไม่สามารถระบุได้ชัดเจนว่าความแตกต่างที่พบจากการทดสอบโดยรวมมาจากคู่กลุ่มใดกลุ่มหนึ่งเป็นการเฉพาะ และควรตีความคำอธิบายต่อไปด้วยความระมัดระวัง เนื่องจากขนาดตัวอย่างในแต่ละกลุ่มย่อยมีจำนวนน้อย โดยกลุ่มผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมงพบการติดเชื้อส่วนลึก (deep SSI) สูงสุดร้อยละ 71.4 ขณะที่กลุ่มผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง พบการติดเชื้อผิวเผิน (superficial SSI) สูงสุดร้อยละ 71.4 รูปแบบนี้แตกต่างจากสมมติฐานเดิมที่คาดว่า การผ่าตัดล่าช้าจะเพิ่มความเสี่ยงของการติดเชื้อ การที่กลุ่มผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง มีการติดเชื้อส่วนลึก (deep SSI) สูงอธิบายได้จากการที่ผู้ป่วยกลุ่มนี้มักเป็น Grade IIIB ที่มีความรุนแรงสูงและต้องผ่าตัดเร่งด่วน สอดคล้องกับ Papakostidis และคณะ⁶ ที่รายงานว่า Grade IIIB มีความเสี่ยงต่อการติดเชื้อส่วนลึกสูงถึง ร้อยละ 15–40 ส่วนกลุ่มที่ผ่าตัดล่าช้ามักเป็นกรณีที่มีความรุนแรงต่ำกว่าจึงพบติดเชื้อผิวเผิน (superficial SSI) มากกว่า ข้อค้นพบนี้แสดงให้เห็นว่าความรุนแรงของการบาดเจ็บเป็นปัจจัยกำหนดทั้งระยะเวลาในการผ่าตัด และความรุนแรงของการติดเชื้อมากกว่าระยะเวลารอผ่าตัดเพียงอย่างเดียว เมื่อพิจารณาข้อมูลพื้นฐานของแต่ละกลุ่มระยะเวลารอผ่าตัด (จากตารางที่ 7) พบว่ากลุ่มผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง มีสัดส่วนผู้ป่วย Gustilo-Anderson Grade IIIB สูงกว่ากลุ่มอื่น (ร้อยละ 5.6 เทียบกับ ร้อยละ 0 ในกลุ่ม 6–24 และกลุ่มหลัง 24 ชั่วโมง) ซึ่งสนับสนุนคำอธิบายที่ว่ากลุ่มผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมง มีสัดส่วนผู้ป่วยความรุนแรงสูง (Grade IIIB) มากกว่ากลุ่มอื่นได้บางส่วน แต่เนื่องจากผู้ป่วย Grade IIIB ทั้งหมดในการศึกษานี้มีเพียง 4 ราย ซึ่งอยู่ในกลุ่ม

6 ชั่วโมงทั้งหมด จึงเป็นจำนวนที่น้อยเกินกว่าจะอธิบายอัตราการติดเชื้อส่วนลึก (deep SSI) ที่สูงถึงร้อยละ 71.4 ในกลุ่มนี้ได้อย่างสมบูรณ์ อย่างไรก็ตาม กลุ่มผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง กลับมีสัดส่วนผู้ป่วย Grade IIIA สูงสุด (ร้อยละ 33.3 เทียบกับร้อยละ 22.5 และ 27.0 ในกลุ่มภายใน 6 ชั่วโมง และกลุ่ม 6–24 ชั่วโมง ตามลำดับ) แสดงว่าความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลารอผ่าตัดกับความรุนแรงของการบาดเจ็บ อาจมีปัจจัยร่วมอื่นที่ยังไม่ได้วิเคราะห์ นอกจากนี้การศึกษานี้ไม่มีข้อมูลระยะเวลาการให้ยาปฏิชีวนะก่อนผ่าตัดแยกตามกลุ่ม ซึ่งเป็นปัจจัยสำคัญที่อาจส่งผลต่อความรุนแรงของการติดเชื้อ โดยความสัมพันธ์ระหว่างระดับความรุนแรงของการบาดเจ็บกับรูปแบบการติดเชื้อควรถือเป็นสมมติฐานที่ยังต้องตรวจสอบเพิ่มเติม มากกว่าข้อสรุปที่ยืนยันได้จากการศึกษานี้ เนื่องจากผลการทดสอบ post hoc ไม่พบความแตกต่างที่มีนัยสำคัญในทุกคู่เปรียบเทียบ จำนวนผู้ป่วยในแต่ละกลุ่มย่อยมีน้อย พบข้อมูลที่ขัดแย้งกันเองในสัดส่วน Grade IIIA ของกลุ่มผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง และยังขาดข้อมูลสำคัญอย่างระยะเวลาการให้ยาปฏิชีวนะ จึงควรมีการศึกษาเพิ่มเติมที่มีขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้นเพื่อยืนยันความสัมพันธ์ต่อไป

3. ความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลารอผ่าตัดกับช่วงเวลาการเริ่มต้นของการติดเชื้อ การติดเชื้อส่วนใหญ่เป็นแบบ delayed onset (2–10 สัปดาห์) สูงถึงร้อยละ 79.3 กลุ่มผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง มี early onset สูงกว่ากลุ่มอื่น ร้อยละ 28.6 ขณะที่ late onset พบเฉพาะในกลุ่มผ่าตัดภายใน 6 ชั่วโมงเท่านั้น รูปแบบนี้สอดคล้องกับ Metsemakers และคณะ⁵ ที่จำแนก fracture-related infection ตามช่วงเวลาการพบ delayed onset มากที่สุดอธิบายได้จากกลไกที่ระบบภูมิคุ้มกันสามารถควบคุมเชื้อได้ในระยะแรก แต่เมื่อมีปัจจัยเสริม เช่น ไบโอฟิล์มบนอุปกรณ์ยึดกระดูกหรือการหมุนเวียนเลือดไม่เพียงพอ จึงทำให้เกิดการติดเชื้อในภายหลัง กลุ่มผ่าตัดหลัง 24 ชั่วโมง ที่มี early onset

สูงกว่าเนื่องจากการปนเปื้อนที่เพิ่มขึ้นจากบาดแผลเปิดเป็นเวลานาน สอดคล้องกับ Penn-Barwell และคณะ¹⁵ ส่วน late onset ที่พบเฉพาะกลุ่มภายใน 6 ชั่วโมง เกิดจากผู้ป่วยกลุ่มนี้มี Grade IIIA-IIIB ที่ต้องใช้อุปกรณ์ยึดกระดูกข้อและมียะเวลารักษานานเพิ่มความเสี่ยงต่อ osteomyelitis ซึ่งสอดคล้องกับ Walter และคณะ⁷ ที่รายงานอัตราการกลับเป็นซ้ำของ post-traumatic osteomyelitis สูงถึงร้อยละ 20–30

4. ผลการศึกษาพบความสัมพันธ์ระหว่าง Gustilo-Anderson classification กับการเกิดการติดเชื้อ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < .001$) โดยอัตราเพิ่มขึ้นตามลำดับความรุนแรง Grade I ร้อยละ 4.9, Grade II ร้อยละ 8.3, Grade IIIA ร้อยละ 41.5, และ Grade IIIB ร้อยละ 100 โดยมีขนาดอิทธิพลระดับสูง (Cramér's $V = 0.52$) ผลนี้สอดคล้องกับ Gustilo และ Anderson¹⁹ ที่รายงาน Type III มีอัตราการติดเชื้อสูงถึงร้อยละ 44 และ Papakostidis และคณะ⁶ ที่พบ Grade IIIB มีความเสี่ยงสูงอย่างมีนัยสำคัญ เหตุผลที่ Gustilo-Anderson classification สัมพันธ์กับอัตราการติดเชื้ออย่างแข็งแกร่ง เนื่องจาก Grade I-II มีการบาดเจ็บเนื้อเยื่ออ่อนน้อยและสามารถเย็บปิดคลุมกระดูกด้วยเนื้อเยื่ออ่อนและผิวหนังได้อย่างสมบูรณ์ ขณะที่ Grade IIIA-IIIB มีการบาดเจ็บรุนแรง การปนเปื้อนสูง และการหมุนเวียนเลือดไปหล่อเลี้ยงเนื้อเยื่อตลอดจนกระดูกที่หักไม่เพียงพอ สอดคล้องกับ Suzuki และคณะ²⁰ เมื่อพิจารณาร่วมกับระยะเวลาการผ่าตัด พบว่า Grade I-II มีอัตราการติดเชื้อต่ำในทุกช่วงเวลา ขณะที่ Grade IIIA-IIIB มีอัตราสูงในทุกช่วงเวลา ผลนี้แสดงว่าความรุนแรงของการบาดเจ็บเป็นปัจจัยกำหนดหลักมากกว่าระยะเวลาการผ่าตัด ดังนั้นการจัดลำดับความสำคัญควรพิจารณาจาก Gustilo-Anderson classification เป็นหลัก โดย Grade IIIA-IIIB ควรผ่าตัดโดยเร่งด่วนภายใน 24 ชั่วโมง ส่วน Grade I-II สามารถวางแผนได้ยืดหยุ่นมากขึ้น สอดคล้องกับการศึกษาของ Powell-Bowns และ Keating²¹ ผลการทดสอบเปรียบเทียบทีละคู่ (post hoc pairwise comparison)

ด้วย Fisher's exact test ร่วมกับการปรับค่า p-value แบบ Holm-Bonferroni correction สนับสนุนข้อสรุปดังกล่าว โดยพบว่าคู่เปรียบเทียบระหว่างกลุ่มความรุนแรงต่ำกับกลุ่มความรุนแรงสูงมีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติทั้งหมด ได้แก่ Grade I เทียบกับ Grade IIIA ($p \text{ adjusted} < .001$); Grade I เทียบกับ Grade IIIB ($p \text{ adjusted} < .001$); Grade II เทียบกับ Grade IIIA ($p \text{ adjusted} < .001$); และ Grade II เทียบกับ Grade IIIB ($p \text{ adjusted} < .001$) ในขณะที่คู่เปรียบเทียบภายในกลุ่มความรุนแรงใกล้เคียงกัน ได้แก่ Grade I เทียบกับ Grade II ($p \text{ adjusted} = .709$) และ Grade IIIA เทียบกับ Grade IIIB ($p \text{ adjusted} = .080$) ไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลนี้ยืนยันว่าจุดตัด (cut-point) ทางคลินิกที่สำคัญที่สุดอยู่ระหว่าง Grade II กับ Grade IIIA ซึ่งสอดคล้องกับแนวคิดดั้งเดิมของ Gustilo และ Anderson¹⁹ ที่แบ่งกลุ่ม Type I-II ออกจากกลุ่ม Type III อย่างชัดเจน อย่างไรก็ตาม ผลการเปรียบเทียบที่เกี่ยวข้องกับ Grade IIIB ควรตีความด้วยความระมัดระวัง เนื่องจากมีขนาดตัวอย่างน้อยมากเพียง 4 ราย ซึ่งจำกัดอำนาจการทดสอบทางสถิติ แม้ผู้ป่วยกลุ่มนี้จะติดเชื้อทุกรายก็ตาม (ร้อยละ 100)

สรุป

การศึกษานี้แสดงให้เห็นว่า อัตราการติดเชื้อระหว่าง 3 กลุ่มระยะเวลาการผ่าตัดไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ ($p = .192$) ส่วนความรุนแรงของการติดเชื้อมีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญในการทดสอบโดยรวม ($p = .042$) แต่ไม่พบความแตกต่างที่ชัดเจนเมื่อเปรียบเทียบรายคู่ ความรุนแรงของการบาดเจ็บตาม Gustilo-Anderson classification มีความสัมพันธ์กับการติดเชื้ออย่างชัดเจน ($p < .001$) โดยการทดสอบเปรียบเทียบทีละคู่ยืนยันว่าจุดตัดสำคัญอยู่ระหว่างกลุ่ม Grade I-II กับกลุ่ม Grade IIIA-IIIB โรงพยาบาลควรให้ความสำคัญกับการประเมินความรุนแรงของการบาดเจ็บเป็นเกณฑ์หลักในการ

จัดลำดับการผ่าตัด มากกว่าการยึดถือกรอบเวลา 6 ชั่วโมงอย่างตายตัว โดยสามารถวางแผนผ่าตัดได้อย่างยืดหยุ่นภายใน 24 ชั่วโมง

ข้อเสนอแนะ

1. ควรจัดลำดับความเร่งด่วนในการผ่าตัด โดยพิจารณาจากความรุนแรงตาม Gustilo-Anderson classification เป็นหลัก โดยเฉพาะ Grade IIIA-IIIB ที่มีความเสี่ยงสูง
2. ควรเน้นการจัดการบาดแผลเบื้องต้น ที่มีคุณภาพ ได้แก่ การให้ยาปฏิชีวนะทันที การปิดแผลปราศจากเชื้อ^{19,22}
3. สามารถวางแผนผ่าตัดในช่วงเวลาที่มีความพร้อมภายใน 24 ชั่วโมง โดยไม่จำเป็นต้องยึดถือ “กฎ 6 ชั่วโมง” อย่างเคร่งครัด
4. ควรศึกษาปัจจัยอื่นที่อาจมีผลต่อการติดเชื้อ เช่น ชนิดเชื้อก่อโรค รูปแบบยาปฏิชีวนะ และปัจจัยด้านผู้ป่วย เช่น โรคเบาหวาน การสูบบุหรี่ ในการวิจัยครั้งต่อไป
5. ควรทำการศึกษาแบบไปข้างหน้า (prospective study) ที่มีขนาดกลุ่มตัวอย่างมากขึ้น เพื่อติดตามผลลัพธ์ระยะยาวและคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

เอกสารอ้างอิง

1. Court-Brown CM, Bugler KE, Clement ND, Duckworth AD, McQueen MM. The epidemiology of open fractures in adults. A 15-year review. *Injury*. 2012;43(6):891–7. doi: 10.1016/j.injury.2011.12.007.
2. GBD 2019 Fracture Collaborators. Global, regional, and national burden of bone fractures in 204 countries and territories, 1990–2019: A systematic analysis from the Global Burden of Disease Study 2019. *Lancet Healthy Longev*. 2021;2(9):e580–92. doi: 10.1016/S2666-7568(21)00172-0.
3. Berecki-Gisolf J, McClure R, Seubsman SA, Sleigh A. Reporting of lifetime fractures: Methodological considerations and results from the Thai Cohort Study. *BMJ Open*. 2012;2(4):e001000. doi: 10.1136/bmjopen-2012-001000
4. Patzakis MJ, Wilkins J. Factors influencing infection rate in open fracture wounds. *Clin Orthop Relat Res*. 1989;(243):36–40. doi: 10.1097/00003086-198906000-00006
5. Metsemakers WJ, Morgenstern M, McNally MA, Moriarty TF, McFadyen I, Scarborough M, et al. Fracture-related infection: A consensus on definition from an international expert group. *Injury*. 2018;49(3):505–10. doi: 10.1016/j.injury.2017.08.040.
6. Papakostidis C, Kanakaris NK, Pretel J, Faour O, Morell DJ, Giannoudis PV. Prevalence of complications of open tibial shaft fractures stratified as per the Gustilo-Anderson classification. *Injury*. 2011;42(12):1408–15. doi: 10.1016/j.injury.2011.10.015.
7. Walter G, Kemmerer M, Kappler C, Hoffmann R. Treatment algorithms for chronic osteomyelitis. *Dtsch Arztebl Int*. 2012;109(14):257–64. doi: 10.3238/arztebl.2012.0257.
8. Cleveland Clinic. Osteomyelitis (bone infection) [Internet]. 2017 [cited 2024]. Available from: URL: <https://my.clevelandclinic.org/health/diseases/osteomyelitis-bone-infection>
9. Costa FCD, Reis JMD, Reis SPD, Bartelega LA, Melo NF, Araújo CDM. Epidemiology of open fractures and degree of satisfaction of initial care. *Acta Ortop Bras*. 2022;30(4): e245221. doi: 10.1590/1413-785220223004e245221.

10. Friedrich PL. Die aseptische Versorgung frischer Wunden, unter Mittheilung von Thier-Versuchen über die Auskeimungszeit von Infectionserregern in frischen Wunden. *Arch Klin Chir.* 1898;57:288–310.
11. Prodromidis AD, Charalambous CP. The 6-hour rule for surgical debridement of open tibial fractures: A systematic review and meta-analysis of infection and nonunion rates. *J Orthop Trauma.* 2016;30(7):397–402. doi: 10.1097/BOT.0000000000000573.
12. Gordon JE. The epidemiology of accidents. *Am J Public Health Nations Health.* 1949;39(4):504–15. doi: 10.2105/ajph.39.4.504
13. Mangram AJ, Horan TC, Pearson ML, Silver LC, Jarvis WR. Guideline for prevention of surgical site infection. *Infect Control Hosp Epidemiol.* 1999;20(4):250–78.
14. Singh A, Agarwal A, Mohan R, Singh S, Tewari P, Srivastava S. The effect of timing of debridement and surgical intervention in open fractures on the rate of infection and surgical outcomes: A prospective study in a tertiary care setup. *Cureus.* 2023;15(4):e37204. doi: 10.7759/cureus.37204
15. Penn-Barwell JG, Murray CK, Wenke JC. Early antibiotics and debridement independently reduce infection in an open fracture model. *J Bone Joint Surg Br.* 2012;94(1):107–12. doi: 10.1302/0301-620X.94B1.27026.
16. You DZ, Schneider PS. Surgical timing for open fractures: Middle of the night or the light of day, which fractures, what time? *OTA Int.* 2020;3(1):e067. doi: 10.1097/OI9.0000000000000067.
17. American College of Surgeons Trauma Quality Improvement Program. Best practices in the management of orthopedic trauma [Internet]. 2015 [cited 2024]. Available from: URL: <https://www.facs.org/quality-programs/trauma/tqip/>
18. Hull PD, Johnson SC, Stephen DJG, Kreder HJ, Jenkinson RJ. Delayed debridement of severe open fractures is associated with a higher rate of deep infection. *Bone Joint J.* 2014;96-B(3):379–84. doi: 10.1302/0301-620X.96B3.32380.
19. Gustilo RB, Anderson JT. Prevention of infection in the treatment of one thousand and twenty-five open fractures of long bones: Retrospective and prospective analyses. *J Bone Joint Surg Am.* 1976;58(4):453–8.
20. Suzuki T, Inui T, Sakai M, Ishii K, Kurozumi T, Watanabe Y. Type III Gustilo-Anderson open fracture does not justify routine prophylactic Gram-negative antibiotic coverage. *Sci Rep.* 2023;13(1):7085. doi: 10.1038/s41598-023-34142-7.
21. Powell-Bowns MF, Keating JF. Timing of debridement: When to do it, and who should perform it? *Injury.* 2024;55(Suppl 6): 111604. doi: 10.1016/j.injury.2024.111604.
22. Cross WW 3rd, Swiontkowski MF. Treatment principles in the management of open fractures. *Indian J Orthop.* 2008;42(4):377–86. doi: 10.4103/0019-5413.43373.

การศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างพฤติกรรมเนือยนิ่งและการออกกำลังกายแบบแอโรบิกกับค่าดัชนีมวลกายและภาวะอ้วนในผู้เข้ารับบริการคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

The Association of Sedentary Behavior and Aerobic Exercise with Body Mass Index and Obesity Among Working-Age Adults at the Lifestyle Medicine Clinic, Health Promotion Center Region 5, Ratchaburi

ธีรพงศ์ รัตนตันติกุล พ.บ.,
อว. เวชศาสตร์ป้องกัน
เขตเขตคลินิกเวชกรรม
กรุงเทพมหานคร

Teerapong Rattanatantikul M.D.,
Dip., Thai Board of Preventive Medicine
Celmed Clinic
Bangkok

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างพฤติกรรมเนือยนิ่ง และการออกกำลังกายแบบแอโรบิกกับค่าดัชนีมวลกาย และภาวะอ้วน ในผู้เข้ารับบริการวัยทำงาน คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

วิธีการศึกษา: การวิจัยเชิงวิเคราะห์แบบเก็บข้อมูลย้อนหลัง รวบรวมข้อมูลจากฐานข้อมูลเวชระเบียน และแบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพในกลุ่มผู้รับบริการอายุ 18–59 ปี จำนวน 171 ราย วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติเชิงพรรณนา ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สัน (Pearson correlation coefficient) การวิเคราะห์ถดถอยพหุคูณแบบขั้นตอน (stepwise multiple regression) และการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกพหุตัวแปร (multivariable binary logistic regression) กำหนดนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ $p < .05$

ผลการศึกษา: กลุ่มตัวอย่างส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง (ร้อยละ 65.5) อายุเฉลี่ย 46.09 ± 10.13 ปี ค่าดัชนีมวลกายเฉลี่ย 27.67 ± 6.34 กิโลกรัม/ตารางเมตร และพบความชุกของภาวะอ้วน สูงถึงร้อยละ 61.4 กลุ่มตัวอย่างมีระยะเวลาพฤติกรรมเนือยนิ่งเฉลี่ย 4.59 ± 2.23 ชั่วโมงต่อวัน และออกกำลังกายแบบแอโรบิกเฉลี่ย 65.79 ± 75.85 นาทีต่อสัปดาห์ ผลการวิเคราะห์พบว่าอายุและการออกกำลังกายแบบแอโรบิกมีความสัมพันธ์เชิงลบกับ ดัชนีมวลกาย อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($r = -0.448$ และ $r = -0.252$ ตามลำดับ) โดยพบว่า อายุ และการออกกำลังกายแบบแอโรบิกสามารถร่วมกันทำนายความแปรปรวนของดัชนีมวลกาย ได้ร้อยละ 22.8 (adjusted $R^2 = 0.228$) นอกจากนี้พบว่า อายุ และการออกกำลังกายแบบแอโรบิก เป็นปัจจัยป้องกันต่อภาวะอ้วน โดยผู้ที่มีอายุเพิ่มขึ้น 1 ปี มีโอกาสเกิดภาวะอ้วนลดลง ร้อยละ 8.1 (OR = 0.919; 95% CI = 0.882–0.957; $p < .001$) และการออกกำลังกายแบบแอโรบิกที่เพิ่มขึ้น 1 นาทีต่อสัปดาห์ สัมพันธ์กับโอกาสเกิดภาวะอ้วนที่ลดลง ร้อยละ 1.0 (OR = 0.990; 95% CI = 0.984–0.995; $p < .001$) ขณะที่พฤติกรรมเนือยนิ่งไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญต่อการเกิดภาวะอ้วน

สรุป: การออกกำลังกายแบบแอโรบิกและอายุมีความสัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกาย และเป็นปัจจัยป้องกันที่สำคัญต่อการลดความเสี่ยงภาวะอ้วนในกลุ่มประชากรนี้ ข้อมูลเชิงประจักษ์นี้สนับสนุนการออกแบบโปรแกรมเวชศาสตร์วิถีชีวิตแบบจำเพาะบุคคลที่เน้นการเพิ่มระยะเวลาการออกกำลังกายแบบแอโรบิกอย่างเป็นรูปธรรมเพื่อการควบคุมน้ำหนัก

คำสำคัญ: พฤติกรรมเนือยนิ่ง การออกกำลังกายแบบแอโรบิก ดัชนีมวลกาย ภาวะอ้วน เวชศาสตร์วิถีชีวิต
วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 477-485.

Abstract

Objective: To examine the relationship of sedentary behavior and aerobic exercise with body mass index (BMI) and obesity among working-age adults at the Lifestyle Medicine Clinic, Health Promotion Center Region 5, Ratchaburi

Methods: A retrospective cross-sectional analytic study was conducted among 171 working-age adults aged 18–59 years. Data were retrieved from electronic medical records and lifestyle assessment forms. Data were analyzed using descriptive statistics, Pearson correlation coefficient, stepwise multiple regression, and multivariable binary logistic regression. Statistical significance was set at $p < .05$.

Results: The majority of the participants were female (65.5%) with a mean age of 46.09 ± 10.13 years. The mean BMI was 27.67 ± 6.34 kilograms/metre², and the prevalence of obesity was 61.4%. The mean sedentary time was 4.59 ± 2.23 hours/day, and the mean aerobic exercise duration was 65.79 ± 75.85 minutes/week. Age and aerobic exercise were significantly and negatively correlated with BMI ($r = -0.448$ and $r = -0.252$, respectively). Age and aerobic exercise were significant predictors of BMI, jointly explaining 22.8% of the BMI variance (adjusted $R^2 = 0.228$). Furthermore, it was found that age and aerobic exercise were significant protective factors against obesity. A 1-year increase in age decreased the odds of obesity by 8.1% (OR = 0.919; 95% CI = 0.882–0.957; $p < .001$), and a 1-minute/week increase in aerobic exercise decreased the odds of obesity by 1.0% (OR = 0.990; 95% CI = 0.984–0.995; $p < .001$). Sedentary behavior was not significantly associated with obesity ($p = .372$).

Conclusion: Aerobic exercise and age act as significant protective factors against obesity, and they significantly predict BMI levels in this population. These empirical findings support the design of tailored lifestyle medicine programs that emphasize increasing aerobic exercise duration for effective weight management among working-age adults.

Keywords: sedentary behavior, aerobic exercise, body mass index, obesity, lifestyle medicine

Received: May 24, 2026; Revised: Jul 31, 2026; Accepted: Aug 4, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 477–485.

บทนำ

ในศตวรรษที่ 21 ภาวะน้ำหนักเกินและโรคอ้วนได้กลายเป็นวิกฤตสาธารณสุขระดับโลกและระดับประเทศที่มีนัยสำคัญ องค์การอนามัยโลก (World Health Organization) ได้ระบุชัดเจนว่าโรคอ้วน (obesity) เป็นโรคเรื้อรังที่ซับซ้อน (complex chronic disease) และเป็นรากฐานสำคัญของกลุ่มโรคไม่ติดต่อเรื้อรัง (NCDs)¹ สำหรับประชากรไทยและภูมิภาคเอเชียแปซิฟิก ข้อมูลทางระบาดวิทยาชี้ให้เห็นว่ามีแนวโน้มที่จะสะสมไขมันในช่องท้อง (visceral fat) ได้ง่าย จึงมีความเสี่ยงต่อภาวะแทรกซ้อนทางเมแทบอลิซึมสูงกว่าประชากรตะวันตกในระดับดัชนีมวลกาย (BMI) ที่เท่ากัน ทำให้มีการกำหนดเกณฑ์วินิจฉัยที่เข้มงวดกว่า โดยผู้ที่มีค่าดัชนีมวลกายตั้งแต่ 23.0 กิโลกรัม/ตารางเมตร ถือว่ามีน้ำหนักเกิน (overweight) และตั้งแต่ 25.0 กิโลกรัม/ตารางเมตร ถือว่ามีภาวะอ้วน^{2,3}

แม้แนวทางการป้องกันและรักษาโรคอ้วนจะมุ่งเน้นความสมดุลของพลังงาน แต่ในบริบทของเวชศาสตร์วิถีชีวิต (lifestyle medicine) สมัยใหม่ พฤติกรรมการขยับร่างกายได้ถูกแบ่งออกเป็น 2 มิติที่แยกออกจากกันอย่างชัดเจน คือ การขาดการออกกำลังกาย (physical inactivity) และพฤติกรรมเนือยนิ่ง (sedentary behavior) โดยเครือข่ายวิจัยพฤติกรรมเนือยนิ่งนานาชาติได้นิยามว่าหมายถึงกิจกรรมใด ๆ ในขณะตื่นที่มีการใช้พลังงานต่ำกว่าหรือเท่ากับ 1.5 metabolic equivalents (METs) เช่น การนั่งทำงานหรือการใช้สื่อผ่านหน้าจอ⁴ งานวิจัยทางสรีรวิทยาพบว่า การนั่งนานเกินไปส่งผลให้การทำงานของไลโปโปรตีนไลเปส (lipoprotein lipase: LPL) ในกล้ามเนื้อลดลงอย่างรวดเร็ว ทำให้ร่างกายสูญเสียความสามารถในการกวาดล้างไขมันในกระแสเลือด และนำไปสู่ภาวะดื้อต่ออินซูลิน⁵

ประเด็นที่ท้าทายในระบาดวิทยาคลินิกปัจจุบันคือภาวะ “Active Couch Potato” หรือ

กลุ่มบุคคลที่แม้จะมีการออกกำลังกายแบบแอโรบิกตามเกณฑ์ แต่เวลาที่เหลือในแต่ละวันกลับถูกใช้ไปกับการนั่งติดที่ยาวนาน ซึ่งการศึกษาเชิงระบบหลายชิ้นพบว่า พฤติกรรมเนือยนิ่งเป็นปัจจัยเสี่ยงอิสระ (independent risk factor) ที่พลดีจากการออกกำลังกายอาจไม่สามารถหักล้างความเสี่ยงทางเมแทบอลิซึมได้ทั้งหมด^{6,7} อย่างไรก็ตาม ยังมีหลักฐานบางส่วนที่ระบุว่า หากปริมาณและความเข้มข้นของการออกกำลังกายสูงเพียงพอ อาจช่วยลดทอนผลเสียของการนั่งนานได้⁸

คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี เป็นหน่วยงานต้นแบบที่ใช้การเก็บข้อมูลพฤติกรรมสุขภาพของผู้รับบริการผ่านแบบประเมิน lifestyle assessment อย่างเป็นระบบ⁹ แต่ที่ผ่านมายังขาดการวิเคราะห์เชิงประจักษ์เพื่อหาความสัมพันธ์ที่แน่ชัดว่า ในบริบทของผู้รับบริการวัยทำงาน ณ คลินิกแห่งนี้ ปัจจัยใดระหว่าง “ชั่วโมงพฤติกรรมเนือยนิ่ง” กับ “การออกกำลังกายแบบแอโรบิก” ที่มีอิทธิพลต่อดัชนีมวลกายและภาวะอ้วนมากกว่ากัน ผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาความสัมพันธ์ดังกล่าว เพื่อเป็นหลักฐานทางวิชาการในการออกแบบแนวทางการให้คำปรึกษาแบบจำเพาะบุคคล (tailored counseling) อย่างมีประสิทธิภาพต่อไป

วัตถุประสงค์

เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างพฤติกรรมเนือยนิ่งและการออกกำลังกายแบบแอโรบิก กับดัชนีมวลกาย และภาวะอ้วน ในผู้รับบริการวัยทำงาน คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี

วิธีการศึกษา

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงวิเคราะห์แบบย้อนหลัง (retrospective analytic study) รวบรวมข้อมูลทุติยภูมิ (secondary data) ของผู้เข้ารับบริการ

วัยทำงาน ณ คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี ในช่วงเวลาระหว่างเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2567 ถึงเดือนเมษายน พ.ศ. 2569 มีผู้เข้ารับบริการที่เข้าเกณฑ์เบื้องต้นจำนวนทั้งสิ้น 391 ราย เมื่อดำเนินการคัดกรองตามเกณฑ์ที่กำหนด พบผู้รับบริการที่ถูกคัดออกจำนวน 220 ราย เนื่องจากอายุไม่อยู่ในเกณฑ์ประชากรเป้าหมายหรือข้อมูลพฤติกรรมสุขภาพไม่ครบถ้วน ทำให้ได้กลุ่มตัวอย่างที่มีข้อมูลสมบูรณ์ครบถ้วนตามเกณฑ์คัดเข้า จำนวนทั้งสิ้น 171 ราย โดยเกณฑ์การคัดเข้ากลุ่มตัวอย่าง (inclusion criteria) ได้แก่ (1) เป็นผู้รับบริการรายใหม่ที่มารับการประเมิน ณ คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิตเป็นครั้งแรก; (2) เป็นประชากรวัยทำงานที่มีอายุระหว่าง 18–59 ปี; และ (3) มีการบันทึกข้อมูลน้ำหนัก ส่วนสูง และดัชนีมวลกาย (BMI) ไว้อย่างชัดเจนในเวชระเบียนครั้งแรก สำหรับเกณฑ์การคัดออก (exclusion criteria) ได้แก่ (1) สตรีมีครรภ์หรืออยู่ในระยะให้นมบุตร; (2) ผู้รับบริการที่มีภาวะเจ็บป่วยรุนแรงหรือมีข้อจำกัดทางกายที่ไม่สามารถออกกำลังกายแบบแอโรบิกได้; (3) ผู้มีประวัติโรคทางสมองหรือโรคจิตเวชรุนแรงที่ส่งผลกระทบต่อความน่าเชื่อถือของการให้ข้อมูล; และ (4) รายที่มีข้อมูลสูญหาย (missing data) ในแบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพข้อที่เป็นตัวแปรหลักของการวิจัย

เครื่องมือที่ใช้ในการวิจัยประกอบด้วยแบบบันทึกการเก็บข้อมูลทุติยภูมิที่ดึงข้อมูลมาจาก 2 แหล่งหลัก ได้แก่ (1) ฐานข้อมูลเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ เพื่อดึงข้อมูลลักษณะประชากรและภาวะโภชนาการ ได้แก่ เพศ อายุ น้ำหนัก ส่วนสูง และดัชนีมวลกาย ณ วันที่มารับบริการครั้งแรก และ (2) ฐานข้อมูลแบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพ เวชศาสตร์วิถีชีวิต (lifestyle assessment) ของกรมอนามัย⁹ เพื่อดึงข้อมูลตัวแปรอิสระด้านพฤติกรรมสุขภาพของผู้รับบริการ

ตัวแปรอิสระด้านพฤติกรรมสุขภาพประกอบด้วย 2 มิติ ได้แก่ (1) พฤติกรรมเนือยนิ่ง (sedentary

behavior) ประเมินจากข้อคำถามจำนวนชั่วโมงที่นั่งอยู่กับที่ต่อวัน (ข้อ 13) กำหนดให้เป็นตัวแปรต่อเนื่อง มีหน่วยวัดเป็นชั่วโมงต่อวัน และ (2) การออกกำลังกายแบบแอโรบิก (aerobic exercise) ประเมินจากข้อคำถามระยะเวลาต่อสัปดาห์ที่ออกกำลังกายชนิดแอโรบิก เช่น เดินเร็ว วิ่งเหยาะ ปั่นจักรยาน หรือว่ายน้ำ (ข้อ 16) ซึ่งดำเนินการแปลงหน่วยเวลาและกำหนดให้เป็นตัวแปรต่อเนื่อง มีหน่วยวัดเป็นนาทีต่อสัปดาห์สำหรับตัวแปรตามของการวิจัยประกอบด้วย (1) ค่าดัชนีมวลกาย (BMI) กำหนดให้เป็นตัวแปรต่อเนื่อง มีหน่วยวัดเป็นกิโลกรัมต่อตารางเมตร (กิโลกรัม/ตารางเมตร) และ (2) ภาวะอ้วน (obesity) กำหนดให้เป็นตัวแปรจัดกลุ่มทวิภาค (binary categorical variable) โดยจำแนกตามเกณฑ์มาตรฐานสำหรับประชากรภูมิภาคเอเชียแปซิฟิก (WHO Asia-Pacific guidelines)³ คือ กลุ่มที่ไม่มีภาวะอ้วน ($BMI < 25.0$ กิโลกรัม/ตารางเมตร) และกลุ่มที่มีภาวะอ้วน ($BMI \geq 25.0$ กิโลกรัม/ตารางเมตร)

วิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ กำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ $p < .05$ โดยใช้สถิติเชิงพรรณนา (descriptive statistics) ได้แก่ ความถี่และร้อยละ สำหรับข้อมูลเชิงคุณภาพ ส่วนข้อมูลเชิงปริมาณนำเสนอด้วยค่าเฉลี่ย (mean) และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (SD) สำหรับสถิติเชิงอนุมาน (inferential statistics) ประกอบด้วย ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สัน (Pearson correlation coefficient) เพื่อประเมินความสัมพันธ์เชิงเส้นตัวแปรคู่ การวิเคราะห์ถดถอยพหุคูณแบบขั้นตอน (stepwise multiple regression analysis) เพื่อค้นหาปัจจัยทำนายและสร้างสมการพยากรณ์ค่าดัชนีมวลกาย และการวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกพหุตัวแปร (multivariable binary logistic regression) เพื่อคำนวณค่า adjusted odds ratio (OR) และช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 (95% CI) ของปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับภาวะอ้วน โดยโครงการวิจัยนี้ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัย

ในมนุษย์ ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี เอกสารรับรองเลขที่
14/2569 วันที่ 8 เมษายน พ.ศ. 2569

ผลการศึกษา

กลุ่มตัวอย่างจำนวน 171 ราย ส่วนใหญ่เป็น
เพศหญิง ร้อยละ 65.5 อายุเฉลี่ย 46.09 ± 10.13 ปี
(พิสัย 19–59 ปี) กลุ่มอายุตั้งแต่ 41 ปีขึ้นไป มีสัดส่วน
มากที่สุด ร้อยละ 71.9 ดัชนีมวลกายเฉลี่ย $27.67 \pm$
 6.34 กิโลกรัม/ตารางเมตร เมื่อจำแนกตามเกณฑ์

Asian-Pacific พบว่ากลุ่มตัวอย่างมีภาวะอ้วน (ดัชนี
มวลกาย ≥ 25.0 กิโลกรัม/ตารางเมตร) ร้อยละ 61.4
ด้านพฤติกรรมสุขภาพ พบว่ามีระยะเวลาพฤติกรรม
เนือยนิ่ง (sedentary behavior) เฉลี่ย 4.59 ± 2.23
ชั่วโมงต่อวัน และมีการออกกำลังกายแบบแอโรบิก
(aerobic exercise) เฉลี่ย 65.79 ± 75.85 นาทีต่อ
สัปดาห์ โดยร้อยละ 62.0 มีการออกกำลังกายตั้งแต่
30 นาทีขึ้นไปต่อสัปดาห์ รายละเอียดแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ข้อมูลทั่วไป ภาวะโภชนาการ และพฤติกรรมสุขภาพ (n = 171)

ข้อมูลทั่วไปและพฤติกรรมสุขภาพ	รวม (n = 171)	จำนวน (ร้อยละ)
Sex		
Female	112	65.5
Male	59	34.5
Age group (years)		
<35	33	19.3
35–40	15	8.8
≥ 41	123	71.9
(Mean $\pm$ SD = 46.09 ± 10.13 years; range 19–59)		
BMI category (kilograms/metre²) - Asian criteria		
Normal weight (18.5–22.9)	38	22.2
Overweight (23.0–24.9)	28	16.4
Obese (≥ 25.0)	105	61.4
(Mean $\pm$ SD = 27.67 ± 6.34 kilograms/metre ² ; range 16.94–65.32)		
Aerobic exercise		
<30 minutes/week	65	38.0
≥ 30 minutes/week	106	62.0
(Mean $\pm$ SD = 65.79 ± 75.85 minutes/week)		
Sedentary behavior		
(Mean = 4.59 ± 2.23 hours/day)		

ปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วน:
Multivariable binary logistic regression
ผลการวิเคราะห์ multivariable binary logistic regression พบว่า อายุ และการออกกำลังกายแบบแอโรบิก มีความสัมพันธ์เชิงลบกับภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยผู้ที่อายุเพิ่มขึ้น 1 ปี จะมีโอกาสเกิดภาวะอ้วนลดลง (OR = 0.919; 95%

CI = 0.882–0.957; $p < .001$) หรือคิดเป็นการลดลงร้อยละ 8.1 (1–0.919) และการเพิ่มเวลาออกกำลังกายแบบแอโรบิก 1 นาทีต่อสัปดาห์ สัมพันธ์กับโอกาสเกิดภาวะอ้วนที่ลดลง (OR = 0.990; 95% CI = 0.984–0.995; $p < .001$) หรือลดลงร้อยละ 1.0 (1–0.990) ขณะที่เพศและพฤติกรรมเนือยนิ่งไม่พบความสัมพันธ์รายละเอียดแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ผลการวิเคราะห์ multivariable binary logistic regression ของปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะอ้วน

ตัวแปร	B	SE	Wald	OR	95% CI	p-value
Sex	0.680	0.401	2.876	0.507	0.231–1.112	.090
Age	-0.085	0.021	16.726	0.919	0.882–0.957	<.001
Aerobic exercise	-0.010	0.003	14.177	0.990	0.984–0.995	<.001
Sedentary behavior	-0.077	0.086	0.797	0.926	0.782–1.096	.372

Constant B = 5.947, $p < .001$

ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระกับดัชนีมวลกาย ผลการวิเคราะห์ พบว่าอายุมีความสัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($r = -0.448$, $p < .001$) และการออกกำลังกายแบบแอโรบิกมีความสัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกาย อย่าง

มีนัยสำคัญทางสถิติเช่นกัน ($r = -0.252$, $p = .001$) ขณะที่พฤติกรรมเนือยนิ่งไม่พบความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงกับ BMI อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($r = -0.050$, $p = .513$) รายละเอียดในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เพียร์สันระหว่างตัวแปรอิสระกับดัชนีมวลกาย (BMI)

ตัวแปร	r	p-value
Age	-0.448	<.001
Aerobic exercise	-0.252	.001
Sedentary behavior	-0.050	.513

ปัจจัยทำนายดัชนีมวลกาย (BMI): Stepwise multiple regression ผลการวิเคราะห์ stepwise multiple regression พบว่า อายุ (age) และการออกกำลังกายแบบแอโรบิก (aerobic exercise) สามารถร่วมกันอธิบายความแปรปรวนของดัชนี

มวลกาย (BMI) ได้ร้อยละ 22.8 (adjusted $R^2 = 0.228$) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($F = 26.150$, $p < .001$) โดยสมการทำนายคือ $BMI = 40.878 - [0.263 \times (Age)] - [0.016 \times (Aerobic exercise)]$ รายละเอียดแสดงในตารางที่ 4

ตารางที่ 4 ผลการวิเคราะห์ stepwise multiple regression: ตัวแปรทำนาย BMI

ตัวแปร	b	SE	β	t	p-value
Age	-0.263	0.043	-0.421	-6.186	<.001
Aerobic exercise	-0.016	0.006	-0.194	-2.853	.005

Constant = 40.878; $R^2 = 0.237$; adjusted $R^2 = 0.228$; $F = 26.150$, $p < .001$

วิจารณ์

การศึกษาครั้งนี้พบความชุกของภาวะอ้วนสูงถึง ร้อยละ 61.4 (ดัชนีมวลกายเฉลี่ย 27.67 กิโลกรัม/ตารางเมตร) ในกลุ่มผู้รับบริการวัยทำงาน คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ซึ่งเป็นอัตราที่ค่อนข้างสูง สะท้อนถึงวิกฤตสุขภาพเชิงเมแทบอลิกในประชากรวัยทำงานเขตเมือง สอดคล้องกับรายงานการสำรวจสุขภาพประชาชนไทยโดยการตรวจร่างกายครั้งที่ 6 ที่พบว่าวัยทำงานมีแนวโน้มเผชิญปัญหาโรคอ้วนเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องอันเนื่องมาจากการเปลี่ยนผ่านของรูปแบบการทำงาน¹⁰

จากการวิเคราะห์ binary logistic regression พบผลลัพธ์เชิงประจักษ์ที่สำคัญว่า การออกกำลังกายแบบแอโรบิกเป็นปัจจัยป้องกัน (protective factor) ต่อการเกิดภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยช่วยลดโอกาสการเกิดภาวะอ้วน ร้อยละ 1.0 ต่อระยะเวลาที่ออกกำลังกายเพิ่มขึ้น 1 นาทีต่อสัปดาห์ กลไกนี้สามารถอธิบายได้จากการออกกำลังกายแบบแอโรบิกช่วยเพิ่มกระบวนการเผาผลาญและการใช้ออกซิเจนส่วนเกินหลังการออกกำลังกาย (EPOC) ตลอดจนมีบทบาท

ในการปรับสมดุลของฮอร์โมนที่ควบคุมความอิ่มและความหิว เช่น การเพิ่มระดับของฮอร์โมน peptide YY (PYY) และ glucagon-like peptide-1 (GLP-1) รวมถึงการเพิ่มความไวของเลปติน (leptin) ซึ่งเป็นผลลัพธ์หลักของการจัดการสมดุลพลังงานที่ยั่งยืน^{11,12}

ในด้านพฤติกรรมเนือยนิ่ง (sedentary behavior) ผลการวิเคราะห์ไม่พบความสัมพันธ์ทางสถิติทั้งต่อค่า ดัชนีมวลกาย ($p = .513$) และต่อโอกาสการเกิดภาวะอ้วน ($p = .372$) ลักษณะดังกล่าวอาจอธิบายได้จากค่าเฉลี่ยชั่วโมงการนั่งของกลุ่มตัวอย่างในการศึกษานี้อยู่ที่เพียง 4.59 ชั่วโมงต่อวัน ซึ่งเมื่อเทียบกับงานวิจัยในระดับสากลแล้ว ยังไม่ถึงจุดตัด (threshold) ที่สูงพอที่จะก่อให้เกิดผลกระทบทางสรีรวิทยาเชิงลบต่อเอ็นไซม์ไลโปโปรตีนไลเปส (LPL) จนบดบังประโยชน์ของการออกกำลังกาย (Active Couch Potato)^{5,6} ประกอบกับกลุ่มตัวอย่าง ร้อยละ 62.0 มีการออกกำลังกายแบบแอโรบิกตั้งแต่ 30 นาทีต่อสัปดาห์ขึ้นไป ซึ่งสอดคล้องกับข้อเสนอของ Ekelund และคณะ⁸ ที่ว่ากิจกรรมทางกายที่เพียงพอสามารถช่วยลดทอน (attenuate) ผลเสียจากการนั่งนานได้ในระดับหนึ่ง

นอกจากนี้ การที่อายุมีความสัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกาย (BMI) และโอกาสเกิดภาวะอ้วนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อาจสะท้อนถึงลักษณะเฉพาะของประชากรและบริบทของสถานที่ศึกษา (selection bias) เนื่องจากคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี เป็นหน่วยงานเฉพาะทางที่มีจุดเน้นเชิงรุกชัดเจนในการดูแลรักษาและจัดการภาวะอ้วนรวมถึงการปรับเปลี่ยนวิถีชีวิตเพื่อป้องกันโรคเรื้อรัง ส่งผลให้กลุ่มผู้ใหญ่วัยกลางคนที่มีอายุมากซึ่งตัดสินใจเดินทางมารับบริการ ณ คลินิกแห่งนี้ มักเป็นกลุ่มที่มีความตระหนักด้านสุขภาพ (health consciousness) สูงและมีแรงจูงใจภายใน (intrinsic motivation) ที่จำเพาะเจาะจงต่อการลดน้ำหนักตัวและการดูแลสุขภาพเป็นทุนเดิม ทำให้มีความตื่นตัวและตั้งใจในการควบคุมอาหาร ตลอดจนปรับเปลี่ยนพฤติกรรมสุขภาพตามคำแนะนำของสหวิชาชีพได้มีประสิทธิภาพมากกว่ากลุ่มประชากรวัยทำงานตอนต้นที่อาจยังเผชิญข้อจำกัดด้านเวลาหรือยังไม่ตระหนักถึงความเสี่ยงของภาวะอ้วน ปรากฏการณ์นี้จึงเป็นเหตุผลสำคัญที่อธิบายว่าเหตุใดกลุ่มผู้ที่มีอายุเพิ่มขึ้นในการศึกษานี้จึงมีแนวโน้มของค่าดัชนีมวลกายและความเสี่ยงต่อภาวะอ้วนที่ลดลง

สรุป

การออกกำลังกายแบบแอโรบิกและอายุเป็นปัจจัยทำนายที่สำคัญที่สัมพันธ์เชิงลบกับดัชนีมวลกายและลดโอกาสเกิดภาวะอ้วนในผู้รับบริการวัยทำงาน อย่างไรก็ตาม พฤติกรรมเนือยนิ่งยังไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญในบริบทการศึกษานี้ ข้อมูลเชิงประจักษ์นี้สนับสนุนให้สหวิชาชีพในคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต เน้นการออกแบบโปรแกรมที่มุ่งส่งเสริมและเพิ่มระยะเวลาการออกกำลังกายแบบแอโรบิกอย่างเป็นรูปธรรม เพื่อประสิทธิผลสูงสุดในการควบคุมน้ำหนักและลดความเสี่ยงต่อกลุ่มโรคไม่ติดต่อเรื้อรัง (NCDs)

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณผู้อำนวยการและบุคลากรคลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี ที่อนุเคราะห์ข้อมูลและสนับสนุนการวิจัยครั้งนี้

เอกสารอ้างอิง

1. World Health Organization. Obesity and overweight [internet]. 2021 [cited 2026 Apr 2]; Available from: URL: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>
2. กองโรคไม่ติดต่อ กรมควบคุมโรค. รายงานสถานการณ์โรค NCDs: เบาหวาน ความดันโลหิตสูง และปัจจัยเสี่ยงที่เกี่ยวข้อง. กรุงเทพมหานคร: อักษรกราฟฟิคแอนดี้ดีไซน์; 2566.
3. WHO Expert Consultation. Appropriate body-mass index for Asian populations and its implications for policy and intervention strategies. Lancet. 2004;363(9403):157–63. doi: 10.1016/S0140-6736(03)15268-3.
4. Tremblay MS, Aubert S, Barnes JD, Saunders TJ, Carson V, Latimer-Cheung AE, et al. Sedentary behavior research network (SBRN) - terminology consensus project process and outcome. Int J Behav Nutr Phys Act. 2017;14(1):75. doi: 10.1186/s12966-017-0525-8.
5. Hamilton MT, Hamilton DG, Zderic TW. Role of low energy expenditure and sitting in generating the metabolic burden of obesity and diabetes. Diabetes. 2007;56(11):2655–67. doi: 10.2337/db07-0882.

6. Owen N, Healy GN, Matthews CE, Dunstan DW. Too much sitting: The population health science of sedentary behavior. *Exerc Sport Sci Rev.* 2010;38(3):105–13. doi: 10.1097/JES.0b013e3181e373a2.
7. Biswas A, Oh PI, Faulkner GE, Bajaj RR, Silver MA, Mitchell MS, et al. Sedentary time and its association with risk for disease incidence, mortality, and hospitalization in adults: A systematic review and meta-analysis. *Ann Intern Med.* 2015;162(2):123–32. doi: 10.7326/M14-1651.
8. Ekelund U, Steene-Johannessen J, Brown WJ, Fagerland MW, Owen N, Powell KE, et al. Does physical activity attenuate, or even eliminate, the detrimental association of sitting time with mortality? A harmonised meta-analysis of data from more than 1 million men and women. *Lancet.* 2016;388(10051):1302–10. doi: 10.1016/S0140-6736(16)30370-1.
9. ศูนย์อนามัยที่ 5 ราชบุรี. แบบประเมินพฤติกรรมสุขภาพ (Lifestyle assessment) คลินิกเวชศาสตร์วิถีชีวิต. ราชบุรี: กรมอนามัย กระทรวงสาธารณสุข; 2566.
10. วิชัย เอกพลากร, หทัยชนก พรตเจริญ, วราภรณ์ เสถียรนพเก้า. รายงานการสำรวจสุขภาพประชาชนไทยโดยการตรวจร่างกาย ครั้งที่ 6 พ.ศ. 2562–2563. กรุงเทพมหานคร: อักษรกราฟฟิค แอนด์ดีไซน์; 2564.
11. Martins C, Morgan L, Truby H. A review of the effects of exercise on appetite regulation: An obesity perspective. *Int J Obes (Lond).* 2008;32(9):1337–47. doi: 10.1038/ijo.2008.98.
12. Boutcher SH. High-intensity intermittent exercise and fat loss. *J Obes.* 2011; 2011:868305. doi: 10.1155/2011/868305.

ผลกระทบของระยะเวลารอคอยก่อนการผ่าตัดต่ออัตราการรอดชีวิต ระยะยาวในผู้ป่วยมะเร็งเต้านมระยะไม่แพร่กระจาย Impact of Time to Surgery on Long-Term Survival Outcomes in Patients with Non-Metastatic Breast Cancer

จุฑาภรณ์ สามสีทอง พ.บ.,
วว. ศัลยศาสตร์มะเร็งวิทยา
กลุ่มงานศัลยกรรม
โรงพยาบาลนครปฐม
จังหวัดนครปฐม

Chutaporn Samseetong M.D.,
Dip., Thai Board of Surgical Oncology
Division of Surgery
Nakhonpathom Hospital
Nakhon Pathom

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลารอคอยการผ่าตัด (time to surgery) กับอัตราการรอดชีวิตที่ 5 ปี (5-year overall survival) และอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี (5-year disease-free survival) ในผู้ป่วยมะเร็งเต้านมระยะที่ 1-3 ที่ได้รับการรักษาในโรงพยาบาลนครปฐม

วิธีการศึกษา: การศึกษาย้อนหลัง (retrospective study) ในผู้ป่วยมะเร็งเต้านมที่เข้ารับการรักษานที่ โรงพยาบาลนครปฐม ระหว่าง พ.ศ. 2560-2564 คัดเลือกกลุ่มตัวอย่างตามเกณฑ์รวม 477 ราย และแบ่งกลุ่มตัวอย่างเป็น 4 กลุ่ม (ระยะเวลารอคอยผ่าตัดน้อยกว่า 4, 4-6, 6-8, และมากกว่า 8 สัปดาห์) และวิเคราะห์อัตราการรอดชีวิตและอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี ด้วยวิธีทางสถิติ Kaplan-Meier และปัจจัยที่มีผลต่ออัตราการรอดชีวิตและอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี ด้วย multivariate Cox regression

ผลการศึกษา: อัตราการรอดชีวิตที่ 5 ปี (5-year overall survival) ของกลุ่มที่มีระยะเวลารอคอยรอผ่าตัดน้อยกว่า 4, 4-6, และ 6-8 สัปดาห์ อยู่ในระดับใกล้เคียงกัน (ร้อยละ 83.8, 81.9, และ 80.9 ตามลำดับ) แต่อัตราการรอดชีวิตจะลดลงอย่างมีนัยสำคัญในกลุ่มที่มีระยะเวลารอคอยผ่าตัดนานกว่า 8 สัปดาห์ เหลือเพียงร้อยละ 62.7 ($p = .003$) เช่นเดียวกับอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี (5-year disease-free survival) ที่ลดลงเหลือร้อยละ 54.9 ($p < .001$) จากการวิเคราะห์พหุตัวแปรพบว่า ระยะเวลารอคอยผ่าตัดนานกว่า 8 สัปดาห์ เพิ่มความเสี่ยงการเสียชีวิตเป็น 1.792 เท่า (95% CI: 1.014-3.166; $p = .045$) และมีปัจจัยเสี่ยงอิสระอื่น ๆ ได้แก่ มะเร็งระยะที่ 3, มะเร็งชนิด triple negative, และ HER2 overexpression ที่ส่งผลต่ออัตราการรอดชีวิตและอัตราการปลอดโรคที่ลดลง

สรุป: ระยะเวลารอคอยการผ่าตัดที่นานเกิน 8 สัปดาห์ ส่งผลต่ออัตราการรอดชีวิต และอัตราการปลอดโรคอย่างชัดเจน การบริหารจัดการระบบบริการ เพื่อให้ผู้ป่วยได้รับการผ่าตัดภายในกรอบเวลานี้ (optimum window) ถือเป็นปัจจัยเชิงระบบที่สำคัญในการปรับปรุงผลลัพธ์การรักษา

คำสำคัญ: มะเร็งเต้านม ระยะเวลารอคอยการผ่าตัด อัตราการรอดชีวิตโดยรวม อัตราการปลอดโรค
วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 487-499.

Abstract

Objective: To investigate the association between time to surgery and 5-year overall survival and 5-year disease-free survival in patients with AJCC stage 1–3 breast cancer

Methods: A retrospective study was conducted on 477 patients treated at Nakhonpathom Hospital (2017–2021). Patients was categorized into four groups depended on waiting time to surgery: less than 4, 4–6, 6–8, and more than 8 weeks. Survival analysis for overall survival and disease-free survival was performed using Kaplan-Meier and multivariate Cox regression models to evaluate prognostic factors.

Results: The 5-year overall survival rates were comparable among patients with a surgical waiting time of less than 4, 4–6, and 6–8 weeks (83.8%, 81.9%, and 80.9%, respectively). However, survival significantly decreased to 62.7% in patients waiting more than 8 weeks ($p = .003$). Similarly, the 5-year disease-free survival rate declined to 54.9% in this group ($p < .001$). Multivariate analysis demonstrated that a surgical waiting time exceeding 8 weeks was an independent risk factor associated with increased mortality ($HR = 1.792$; 95% CI: 1.014–3.166; $p = .045$). Other independent risk factors associated with poor overall survival and disease-free survival included stage III disease, triple-negative breast cancer, and HER2 overexpression.

Conclusion: A surgical delay beyond 8 weeks significantly compromises both overall survival and disease-free survival. Healthcare service optimization to ensure surgical intervention within this optimum window serves as a critical systemic factor to improve clinical outcomes.

Keywords: breast cancer, time to surgery, overall survival, invasive disease-free survival

Received: Sep 16, 2026; Revised: Sep 16, 2026; Accepted: Sep 23, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 487-499.

บทนำ

มะเร็งเต้านมเป็นอุบัติการณ์อันดับหนึ่งและสาเหตุการเสียชีวิตหลักของผู้หญิงไทย แม้ความก้าวหน้าทางชีวโมเลกุลจะช่วยให้การรักษามีประสิทธิภาพมากขึ้น แต่ “ปัจจัยด้านเวลา” ยังคงเป็นประเด็นถกเถียงสำคัญในเชิงคลินิกและระบบสาธารณสุข^{1,2} ในอดีตมีความเชื่อว่า “ยิ่งผ่าตัดเร็ว ยิ่งดี” เพื่อลดโอกาสการแพร่กระจายของเซลล์มะเร็ง³ อย่างไรก็ตาม ข้อมูลจากฐานข้อมูลมะเร็งแห่งชาติสหรัฐอเมริกา (NCDB) ชี้ว่าผลกระทบของความล่าช้าขึ้นอยู่กับลักษณะทางชีววิทยาของเนื้อร้าย (tumor subtype) โดยกลุ่ม triple negative และ HER2-positive มีความอ่อนไหวต่อความล่าช้ามากกว่ากลุ่ม luminal type^{4,5}

ในบริบทของระบบสาธารณสุขไทยที่ผู้ป่วยส่วนใหญ่ใช้สิทธิหลักประกันสุขภาพถ้วนหน้า มักเผชิญกับข้อจำกัดทางโครงสร้างซึ่งส่งผลให้ค่ามัธยฐานของระยะเวลารอคอยการผ่าตัด (time to surgery) อยู่ที่ 60–75 วัน⁶ ซึ่งเกินเกณฑ์ 60 วัน ที่การศึกษาระดับโลกเตือนว่าอาจเพิ่มความเสี่ยงต่อการเสียชีวิต ปัจจุบันยังขาดข้อมูลเชิงประจักษ์ในไทยที่ระบุจุดตัดเวลา (threshold) ที่ชัดเจน งานวิจัยนี้จึงมุ่งหวังที่จะศึกษาผลกระทบของระยะเวลารอคอยการผ่าตัด ต่อผลลัพธ์ทางคลินิกในโรงพยาบาลระดับตติยภูมิ เพื่อหาเกณฑ์เวลาที่ปลอดภัยและสร้างแนวทางการจัดลำดับความเร่งด่วน (triage policy) ที่เหมาะสม

วัตถุประสงค์

วัตถุประสงค์หลัก: เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลารอคอยผ่าตัดหลังได้รับการวินิจฉัยมะเร็งเต้านม (time to surgery) กับอัตราการรอดชีวิตที่ 5 ปี (5 year overall survival; OS) ในผู้ป่วยมะเร็งเต้านมระยะที่ 1–3

วัตถุประสงค์รอง: เพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลารอคอยผ่าตัด และอัตราการปลอดโรคมะเร็งที่ 5 ปี (5 year invasive disease-free survival; DFS)

และเพื่อศึกษาความสัมพันธ์ปัจจัยอื่น ๆ ที่อาจส่งผลต่ออัตราการรอดชีวิต เช่น ชนิดของมะเร็งเต้านม (tumor subtype) การได้รับการรักษาด้วยเคมีบำบัดก่อน และระดับความรุนแรงของเซลล์

วิธีการศึกษา

การศึกษานี้เป็นการศึกษาย้อนหลัง (retrospective study) รวบรวมข้อมูลจากเวชระเบียนและทะเบียนมะเร็งโรงพยาบาลนครปฐม ขั้นตอนการคัดเลือกผู้ป่วยเริ่มจากผู้ป่วยที่ขึ้นทะเบียนมะเร็งเต้านมทั้งหมด 810 ราย ระหว่างวันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2560 ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2564 โดยมีเกณฑ์การคัดเข้า คือ ผู้ป่วยหญิงอายุมากกว่า 18 ปี ที่ได้รับการวินิจฉัยเป็นมะเร็งเต้านมชนิดลุกลาม (invasive breast cancer) ระยะที่ 1–3 (AJCC 7th edition) และได้รับการผ่าตัดในโรงพยาบาล ผู้วิจัยได้คัดออกผู้ป่วยระยะที่ 0 และ 4 ผู้ป่วยที่ข้อมูลไม่ครบถ้วนหรือไม่สามารถติดตามผลได้ และผู้ป่วยที่เสียชีวิตภายใน 30 วันหลังผ่าตัด รวมจำนวน 333 ราย ทำให้เหลือกลุ่มตัวอย่างที่นำมาวิเคราะห์รวม 477 ราย

นิยามของระยะเวลารอคอยการผ่าตัด (time to surgery: TTS) คือ จำนวนวันนับจากวันที่ได้รับการวินิจฉัยทางพยาธิวิทยา (biopsy) หรือวันสิ้นสุดการให้เคมีบำบัดครั้งสุดท้าย (ในกลุ่มที่ได้รับ neoadjuvant therapy) จนถึงวันผ่าตัด โดยแบ่งออกเป็น 4 กลุ่ม ได้แก่ น้อยกว่า 4, 4–6, 6–8, และมากกว่า 8 สัปดาห์ การวิเคราะห์สถิติใช้ Kaplan-Meier เพื่อคำนวณอัตราการรอดชีวิต และใช้ multivariate Cox regression เพื่อหา hazard ratio (HR) โดยปรับค่าปัจจัยรบกวน (covariates) ได้แก่ อายุ, ระยะของโรค (stage), ชนิดของมะเร็ง (subtype), และระดับความรุนแรงของเซลล์ (histological differentiation)

จริยธรรมการวิจัย การศึกษานี้ผ่านการรับรองจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ จากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ โรงพยาบาลนครปฐม เลขที่ 016/2025 วันที่ 26 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2569

ผลการศึกษา

จากข้อมูลทะเบียนมะเร็งโรงพยาบาลนครปฐม พบว่ามีผู้ป่วยที่ได้รับการลงทะเบียนผู้ป่วยมะเร็งเต้านม ในปี 2560–2564 จำนวน 810 ราย โดยเมื่อพิจารณาเกณฑ์การคัดเข้าและเกณฑ์คัดออก โดยแยกผู้ป่วย stage 0 และ stage 4 และผู้ป่วยที่ไม่สามารถติดตามประวัติและติดตามการรักษาได้ รวมถึงผู้ป่วยเสียชีวิตภายใน 30 วันหลังผ่าตัด จำนวน 333 ราย จะมีจำนวนผู้ป่วยที่เข้ากักงานวิจัย จำนวน 477 ราย

ผู้ป่วยส่วนใหญ่มีอายุเฉลี่ย 54 ปี ส่วนใหญ่เป็นมะเร็งระยะที่ 2 อยู่ที่ร้อยละ 49.5 และระยะที่ 3 อยู่ที่ร้อยละ 36.2 โดยชนิดที่พบบ่อยที่สุด คือ luminal type อยู่ที่ร้อยละ 53.9 ทั้งนี้ผู้ป่วยได้รับยาเคมีบำบัดก่อนผ่าตัด (neoadjuvant CMT) อยู่ที่ร้อยละ 11.9 และอัตราการเสียชีวิตในผู้ป่วยกลุ่มนี้ อยู่ที่ร้อยละ 19.3 (ตารางที่ 1)

ตารางที่ 1 Baseline demographic and clinical characteristics of breast cancer patients

Characteristics	(n)	Percentage
Histological differentiation		
- Well differentiated	37	7.8
- Moderately differentiated	289	60.6
- Poorly differentiated	109	22.9
- Not stated or not applicable	42	8.8
Cancer stage (AJCC staging system)		
- Stage 1	68	14.3
- Stage 2	236	49.5
- Stage 3	173	36.2
Molecular subtype		
- Luminal type	257	53.9
- Luminal type HER2 over expression	58	12.2
- HER2 overexpression	64	13.4
- Triple negative	98	20.5
Time to surgery		
- น้อยกว่า 4 สัปดาห์	241	50.5
- 4–6 สัปดาห์	138	28.9
- 6–8 สัปดาห์	47	9.9
- มากกว่า 8 สัปดาห์	51	10.7
Neoadjuvant CMT		
- Yes	57	11.9
- No	420	88.1

ตารางที่ 1 Baseline demographic and clinical characteristics of breast cancer patients (ต่อ)

Characteristics	(n)	Percentage
Death		
- Yes	92	19.3
- No	385	80.7

เมื่อแบ่งผู้ป่วยตามระยะเวลารอคอยผ่าตัด เป็น 4 กลุ่ม ตามระยะเวลา น้อยกว่า 4 สัปดาห์, 4-6 สัปดาห์, 6-8 สัปดาห์, และมากกว่า 8 สัปดาห์ จะพบว่า ปัจจัยด้านตัวโรค เช่น ขนาดก้อนมะเร็ง (tumor size), ระดับความรุนแรง (histological differentiation), และ ชนิดของมะเร็ง (subtype)

ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างกลุ่มทางสถิติ แต่ปัจจัยเรื่องจำนวนต่อมน้ำเหลืองที่พบมะเร็ง (number of positive node), ชนิดการผ่าตัด (type of surgery), ระยะของโรค (stage), สถานการณ์เสียชีวิต, และ สถานะการเกิดโรคซ้ำ มีความแตกต่างกันระหว่างกลุ่ม (ตารางที่ 2)

ตารางที่ 2 Baseline demographic and clinical characteristics of breast cancer patients divided to 4 groups depended on time to surgery

Characteristic	<4 สัปดาห์ (n = 241)	4-6 สัปดาห์ (n = 138)	6-8 สัปดาห์ (n = 47)	>8 สัปดาห์ (n = 51)	p-value
อายุ (ปี), mean $\pm$ SD	52.60 $\pm$ 11.61	56.49 $\pm$ 12.52	56.30 $\pm$ 12.63	52.78 $\pm$ 12.51	.008* ^a
Tumor size (cm), mean $\pm$ SD	3.12 $\pm$ 1.63	2.91 $\pm$ 1.67	3.10 $\pm$ 1.91	3.42 $\pm$ 2.54	.615 ^a
Number of positive node (mean $\pm$ SD)	3.93 $\pm$ 6.71	3.38 $\pm$ 6.17	2.15 $\pm$ 4.89	4.29 $\pm$ 5.33	.010* ^a
Type of surgery, n(%)					.040* ^b
- BCS with ALND	2 (50.0)	2 (50.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	
- BCS with SLNB	9 (45.0)	6 (30.0)	3 (15.0)	2 (10.0)	
- MRM	163 (52.2)	79 (25.3)	27 (8.7)	43 (13.8)	
- TM with SLNB	67 (47.9)	50 (35.7)	17 (12.1)	6 (4.3)	
Histological differentiation, n(%)					.228 ^b
- Well differentiated	19 (51.4)	12 (32.4)	4 (10.8)	2 (5.4)	
- Moderately differentiated	144 (49.8)	85 (29.4)	28 (9.7)	32 (11.1)	
- Poorly differentiated	55 (50.5)	30 (27.5)	15 (13.8)	9 (8.3)	
- Not stated / or not applicable	23 (54.8)	11 (26.2)	0 (0.0)	8 (19.0)	

a คำนวณโดยใช้สถิติ Kruskal-Wallis test b คำนวณโดยใช้สถิติ Fisher's exact test

c คำนวณโดยใช้สถิติ chi-square test * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ p < .05

BCS, breast conserving surgery; ALND, axillary lymph node dissection; SLNB, sentinel lymph node biopsy; MRM, modified radical mastectomy; TM total mastectomy

ตารางที่ 2 Baseline demographic and clinical characteristics of breast cancer patients divided to 4 groups depended on time to surgery (ต่อ)

Characteristic	<4 สัปดาห์ (n = 241)	4–6 สัปดาห์ (n = 138)	6–8 สัปดาห์ (n = 47)	>8 สัปดาห์ (n = 51)	p-value
Subtype, n(%)					.542 ^c
- HER overexpression	34 (53.1)	15 (23.4)	4 (6.3)	11 (17.2)	
- Luminal type	130 (50.6)	81 (31.5)	24 (9.3)	22 (8.6)	
- Luminal type HER 2 overexpression	26 (44.8)	17 (29.3)	8 (13.8)	7 (12.1)	
- Triple negative	51 (52.0)	25 (25.5)	11 (11.2)	11 (11.2)	
Stage, n(%)					<.001 ^{*c}
- Stage I	27 (39.7)	26 (38.2)	11 (16.2)	4 (5.9)	
- Stage II	133 (56.4)	66 (28.0)	24 (10.2)	13 (5.5)	
- Stage III	81 (46.8)	46 (26.6)	12 (6.9)	34 (19.7)	
สถานะเสียชีวิต , n(%)					.007 ^{*c}
- มีชีวิต	202 (52.5)	113 (29.4)	38 (9.9)	32 (8.3)	
- เสียชีวิต	39 (42.4)	25 (27.2)	9 (9.8)	19 (20.7)	
สถานะปลอดโรค, n(%)					0.002 ^{*c}
- Censored	193 (52.9)	107 (29.3)	37 (10.1)	28 (7.7)	
- เกิดเหตุการณ์ (recurrence)	48 (42.9)	31 (27.7)	10 (8.9)	23 (20.5)	

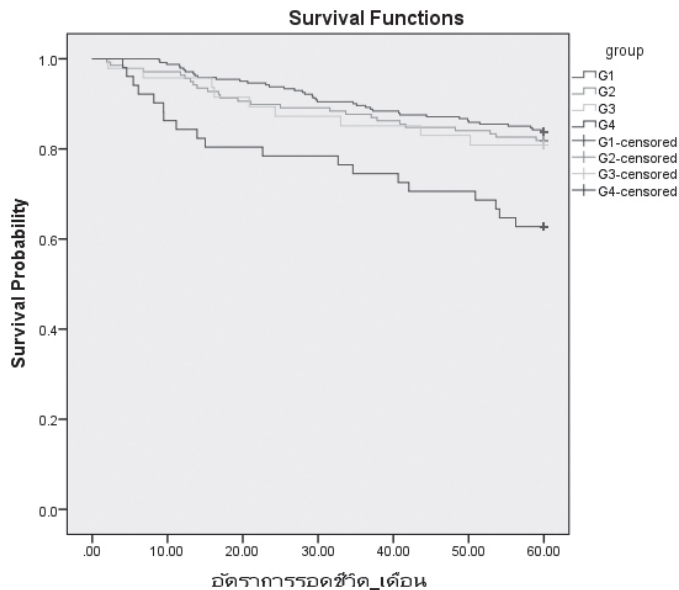
a คำนวณโดยใช้สถิติ Kruskal-Wallis test b คำนวณโดยใช้สถิติ Fisher's exact test

c คำนวณโดยใช้สถิติ chi-square test * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ $p < .05$

BCS, breast conserving surgery; ALND, axillary lymph node dissection; SLNB, sentinel lymph node biopsy; MRM, modified radical mastectomy; TM total mastectomy

จากการวิเคราะห์อัตราการรอดชีวิต 5 ปี (5-year overall survival) พบว่าผู้ป่วยกลุ่มที่มีระยะเวลารอคอยผ่าตัดน้อยกว่า 4 สัปดาห์, 4–6 สัปดาห์, และ 6–8 สัปดาห์ มีอัตราการรอดชีวิตที่ 5 ปี ในระดับที่ใกล้เคียงกัน คือ ร้อยละ 83.8, 81.9, และ 80.9 ตามลำดับ ในขณะที่ผู้ป่วยกลุ่มที่มีระยะเวลารอคอยการผ่าตัดนานกว่า 8 สัปดาห์ มีอัตราการรอดชีวิตลดลง

อย่างมีนัยสำคัญ โดยมีอัตราการรอดชีวิตเหลือเพียงร้อยละ 62.7 ผลการทดสอบทางสถิติพบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญ (chi-square = 14.261, p-value = .003) ซึ่งให้เห็นว่าความล่าช้าในการผ่าตัดที่เกินกว่า 8 สัปดาห์ ส่งผลกระทบต่ออัตราการรอดชีวิตอย่างชัดเจน (ภาพที่ 1 และตารางที่ 3)



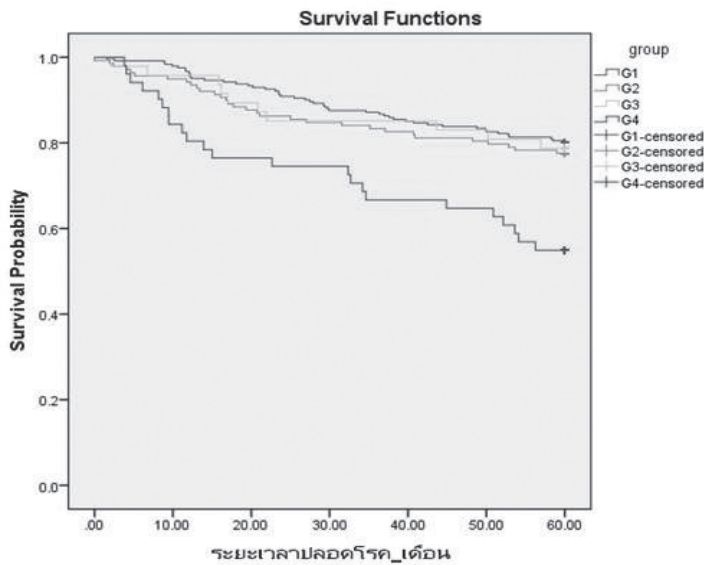
ภาพที่ 1 อัตรารอดชีวิต 5 ปี (5-year overall survival) แบ่งตามระยะเวลารอคอยผ่าตัดเป็น 4 กลุ่ม โดยกำหนด G1 = น้อยกว่า 4 สัปดาห์; G2 = 4–6 สัปดาห์; G3 = 6–8 สัปดาห์; G4 = มากกว่า 8 สัปดาห์ขึ้นไป

ตารางที่ 3 อัตรารอดชีวิต 5 ปี (5-year overall survival)

Group	n	เดือน (จำนวน)			Censored		อัตราการรอดชีวิตที่ 5 ปี	χ^2	p-value
		20	40	60	n (ร้อยละ)	อัตราการรอด			
G1	241 (39)	229 (12)	213 (28)	202 (39)	202 (83.8)	83.8%	14.261	.003	
G2	138 (25)	125 (13)	119 (19)	113 (25)	113 (81.9)	81.9%			
G3	47 (9)	43 (4)	40 (7)	38 (9)	38 (80.9)	80.9%			
G4	51 (19)	41 (10)	38 (13)	32 (19)	32 (62.7)	62.7%			
รวม	477 (92)	438 (39)	410 (67)	385 (92)	385 (80.7)				

จากการวิเคราะห์อัตราการปลอดโรค 5 ปี (5-year disease-free survival) พบว่าผู้ป่วยที่มีระยะเวลารอคอยผ่าตัดน้อยกว่า 4 สัปดาห์, 4–6 สัปดาห์, และ 6–8 สัปดาห์ มีอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี อยู่ที่ร้อยละ 80.1, 77.5, และ 78.7 ตามลำดับ ในขณะที่ผู้ป่วยกลุ่มที่มีระยะเวลารอคอยการผ่าตัดนานกว่า

8 สัปดาห์ มีอัตราการปลอดโรคได้ต่ำลงอย่างมากเหลือเพียง ร้อยละ 54.9 ผลการทดสอบทางสถิติพบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญ ($p < .001$) ซึ่งให้เห็นว่าระยะเวลารอคอยผ่าตัดที่นานเกิน 8 สัปดาห์ เป็นปัจจัยเสี่ยงสำคัญต่อการกลับมาเป็นซ้ำของโรค (ภาพที่ 2 และตารางที่ 4)



ภาพที่ 2 อัตราการปลอดโรค 5 ปี (5-year disease free survival) แบ่งตามระยะเวลารอคอยผ่าตัดเป็น 4 กลุ่ม โดยกำหนด G1 = น้อยกว่า 4 สัปดาห์; G2 = 4–6 สัปดาห์; G3 = 6–8 สัปดาห์; G4 = มากกว่า 8 สัปดาห์ขึ้นไป

ตารางที่ 4 อัตราการปลอดโรค 5 ปี (5-year disease-free survival)

Group	n (events)	เดือน (จำนวน)			Censored		อัตราการปลอด โรคที่ 5 ปี	χ^2	p-value
		20 (events)	40 (events)	60 (events)	n (ร้อยละ)				
G1	241 (48)	225 (16)	205 (36)	193 (48)	193 (80.1)		80.1%	17.998	<.001
G2	138 (31)	121 (17)	114 (24)	107 (31)	107 (77.5)		77.5%		
G3	47 (10)	42 (5)	40 (7)	37 (10)	37 (78.7)		78.7%		
G4	51 (23)	39 (12)	34 (17)	28 (23)	28 (54.9)		54.9%		
รวม	477 (112)	427 (50)	393 (84)	365 (112)	365 (76.5)				

ผู้วิจัยได้นำสถิติวิเคราะห์ด้วยวิธี multivariate Cox proportional hazards regression มาใช้ในการประเมินปัจจัยที่มีผลต่ออัตราการรอดชีวิตของผู้ป่วยมะเร็ง เช่น ระยะเวลารอคอยผ่าตัด ระยะของโรค (stage) ระดับความรุนแรง (histological differentiation) และชนิดของมะเร็ง (subtype) โดยพบว่า (ตามตารางที่ 5)

1. ระยะเวลารอคอยผ่าตัด (Time to surgery)

ผู้ป่วยในกลุ่มที่รอคอยการผ่าตัดมากกว่า 8 สัปดาห์ มีความเสี่ยงต่อการเสียชีวิตสูงกว่ากลุ่มที่รอน้อยกว่า 4 สัปดาห์ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (HR = 1.792; 95% CI: 1.014–3.166; p = .045) ขณะที่กลุ่มรอ 4–6 สัปดาห์ และ 6–8 สัปดาห์ มีความเสี่ยงไม่แตกต่างจากกลุ่มที่รอน้อยกว่า 4 สัปดาห์ (p > .05)

2. ชนิดของมะเร็ง (Subtype)

เมื่อผู้ป่วยกลุ่มอื่นเปรียบเทียบกับกลุ่ม luminal type พบว่าผู้ป่วยกลุ่มอื่นมีความเสี่ยงต่อการเสียชีวิตเพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ กลุ่มโรค triple negative (HR = 2.800; 95% CI: 1.587–4.94; $p < .001$) กลุ่มโรค HER2 overexpression (HR = 2.804; 95% CI: 1.560–5.039; $p = .001$) และกลุ่มโรค luminal type HER2 overexpression (HR = 2.097; 95% CI: 1.091–4.03; $p = .026$)

3. ระยะของโรค (Stage)

ผู้ป่วยในกลุ่มที่ระยะ Stage 3 มีความเสี่ยงต่อการเสียชีวิตเพิ่มขึ้น เมื่อเทียบกับกลุ่มที่ระยะ Stage 1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (HR = 5.730; 95% CI: 2.225–14.756; $p < .001$) ขณะที่กลุ่มที่ระยะ

Stage 2 มีความเสี่ยงต่อการเสียชีวิตไม่แตกต่างกับกลุ่มที่ระยะ Stage 1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > .05$)

4. ระดับความรุนแรง (Histological differentiation)

ผู้ป่วยในกลุ่มที่มีการเปลี่ยนแปลงของเซลล์ปานกลาง (moderately differentiated) มีความเสี่ยงต่อการเสียชีวิตลดลง เมื่อเทียบกับกลุ่มที่มีการเปลี่ยนแปลงของเซลล์น้อย (well differentiated) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (HR = 0.424; 95% CI: 0.183–0.989; $p = .047$) ขณะที่กลุ่มที่มีการเปลี่ยนแปลงของเซลล์รุนแรง (poorly differentiated) และกลุ่มที่ไม่มีการประเมิน (not stated or not applicable) มีความเสี่ยงที่จะเกิดเหตุการณ์ไม่แตกต่างกับกลุ่มที่มีการเปลี่ยนแปลงของเซลล์น้อย (well differentiated) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > .05$)

ตารางที่ 5 การวิเคราะห์พหุตัวแปร (multivariate analysis) เพื่อประเมินความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยต่าง ๆ และอัตราการรอดชีวิตที่ 5 ปี (5-year overall survival)

	n	Death (n)	Multivariate model		
			HR	(95% CI)	p-value
ระยะเวลารอผ่าตัด (Time to surgery)					
- น้อยกว่า 4 สัปดาห์	241	39 (reference)			
- 4–6 สัปดาห์	138	25	1.118	(0.669–1.867)	.671
- 6–8 สัปดาห์	47	9	1.268	(0.604–2.664)	.530
- มากกว่า 8 สัปดาห์	51	19	1.792	(1.014–3.166)	.045*
ชนิดของมะเร็ง (Subtype)					
- Luminal type	257	33 (reference)			
- Triple negative	98	25	2.800	(1.587–4.94)	<.001*
- HER 2 overexpression	64	20	2.804	(1.56–5.039)	.001*
- Luminal type HER 2 overexpression	58	14	2.097	(1.091–4.03)	.026*

* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ $p < .05$

ตารางที่ 5 การวิเคราะห์พหุตัวแปร (multivariate analysis) เพื่อประเมินความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยต่าง ๆ และอัตราการรอดชีวิตที่ 5 ปี (5-year overall survival) (ต่อ)

	n	Death (n)	Multivariate model		
			HR	(95% CI)	p-value
ระยะของโรค (Stage)					
- Stage 1	68	5 (reference)			
- Stage 2	236	28	1.699	(0.647–4.462)	.282
- Stage 3	173	59	5.730	(2.225–14.756)	<.001*
ระดับความรุนแรง (Histological differentiation)					
- Well differentiated	37	7 (reference)			
- Moderately differentiated	289	52	0.425	(0.183–0.989)	.047*
- Poorly differentiated	109	26	0.424	(0.167–1.075)	.071
- Not stated or not applicable	42	7	0.379	(0.125–1.149)	.086

* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ $p < .05$

นอกจากการวิเคราะห์หัตถการรอดชีวิตแล้ว เมื่อพิจารณาในส่วนของการรอดชีวิตโรครยะ 5 ปี (disease-free survival) จากการวิเคราะห์ปัจจัยอื่น ๆ ที่อาจส่งผลกระทบ ได้แก่ ระยะเวลาการคอยการผ่าตัด ระยะของโรค ระดับการเปลี่ยนแปลงของเซลล์เนื้อเยื่อ และชนิดของมะเร็ง พบว่า (ตามตารางที่ 6)

1. ระยะเวลาการผ่าตัด (Time to surgery)

ผู้ป่วยกลุ่มที่มีระยะเวลาการคอยการผ่าตัด นานกว่า 8 สัปดาห์ มีความเสี่ยงต่อการกลับมาเป็นซ้ำหรือเสียชีวิตของโรคสูงกว่ากลุ่มที่รอคอยน้อยกว่า 4 สัปดาห์ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (HR = 1.692; 95% CI: 1.008–2.838; $p = .046$) ในขณะที่ผู้ป่วยกลุ่มที่รอคอยการผ่าตัด 4–6 สัปดาห์ และ 6–8 สัปดาห์ มีความเสี่ยงไม่แตกต่างจากกลุ่มที่รอคอยน้อยกว่า 4 สัปดาห์ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > .05$)

2. ชนิดของมะเร็ง (Subtype)

โดยเมื่อเปรียบเทียบกับผู้ป่วยกลุ่มโรค luminal type พบว่าผู้ป่วยในกลุ่มโรคชนิดย่อยอื่น ๆ

มีความเสี่ยงต่อการกลับมาเป็นซ้ำของโรคหรือเสียชีวิต สูงกว่าอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติทั้งหมด โดยกลุ่ม HER 2 overexpression มีความเสี่ยงสูงสุด (HR = 3.169; 95% CI: 1.893–5.306; $p < .001$) รองลงมาคือ กลุ่ม triple negative (HR = 2.581; 95% CI: 1.520–4.382; $p < .001$) และกลุ่ม luminal type HER2 overexpression (HR = 2.136; 95% CI: 1.179–3.872; $p = .012$) ตามลำดับ

3. ระยะของโรค (Stage)

ผู้ป่วยในกลุ่มที่ระยะ Stage 3 มีความเสี่ยงต่อการกลับมาเป็นซ้ำของโรคหรือเสียชีวิตเพิ่มขึ้น เมื่อเทียบกับกลุ่มที่ระยะ Stage 1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (HR = 4.086; 95% CI: 1.901–8.783; $p < .001$) ในขณะที่ผู้ป่วยในกลุ่มที่ระยะ Stage 2 มีความเสี่ยงต่อการกลับมาเป็นซ้ำของโรคหรือเสียชีวิต ไม่แตกต่างกับกลุ่มที่ระยะ Stage 1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > .05$)

4. ระดับความรุนแรง (Histological differentiation) เมื่อวิเคราะห์ตามระดับการเปลี่ยนแปลงของเซลล์ (histological differentiation) โดยเปรียบเทียบกับผู้ป่วยกลุ่มที่มีการเปลี่ยนแปลงของเซลล์น้อย (well differentiated) พบว่าผู้ป่วยในกลุ่มที่มีการเปลี่ยนแปลงของเซลล์ปานกลาง (moderately differentiated) มีความเสี่ยงต่อการกลับมาเป็นซ้ำของโรคหรือเสียชีวิตลดลง ร้อยละ 55.4 อย่างมีนัย

สำคัญทางสถิติ (HR = 0.446; 95% CI: 0.204–0.977; $p = .044$) ในขณะที่ผู้ป่วยกลุ่มที่มีการเปลี่ยนแปลงของเซลล์รุนแรง (poorly differentiated) และกลุ่มที่ไม่มีข้อมูลประเมิน (not stated or not applicable) มีความเสี่ยงไม่แตกต่างจากกลุ่มที่มีการเปลี่ยนแปลงของเซลล์น้อย (well differentiated) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p > .05$)

ตารางที่ 6 การวิเคราะห์พหุตัวแปร (multivariate analysis) เพื่อประเมินความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยต่าง ๆ และอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี (5-year disease free survival)

	n	เกิดเหตุการณ์ (n)	Multivariate model		
			HR	(95% CI)	p-value
ระยะเวลาการผ่าตัด (Time to surgery)					
- น้อยกว่า 4 สัปดาห์	241	48 (reference)			
- 4–6 สัปดาห์	138	31	1.168	(0.736–1.854)	.510
- 6–8 สัปดาห์	47	10	1.189	(0.591–2.392)	.627
- มากกว่า 8 สัปดาห์	51	23	1.692	(1.008–2.838)	.046*
ชนิดของมะเร็ง (Subtype)					
- Luminal type	257	40 (reference)			
- Triple negative	98	28	2.581	(1.52–4.382)	<.001*
- HER 2 overexpression	64	27	3.169	(1.893–5.306)	<.001*
- Luminal type HER 2 overexpression	58	17	2.136	(1.179–3.872)	.012*
ระยะของโรค (Stage)					
- Stage 1	68	8 (reference)			
- Stage 2	236	33	1.185	(0.539–2.602)	.673
- Stage 3	173	71	4.086	(1.901–8.783)	<.001*
ระดับความรุนแรง (Histological differentiation)					
- Well differentiated	37	8 (reference)			
- Moderately differentiated	289	61	0.446	(0.204–0.977)	.044*
- Poorly differentiated	109	31	0.481	(0.203–1.14)	.096
- Not stated or not applicable	42	12	0.627	(0.244–1.608)	.331

* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ $p < .05$

วิจารณ์

แนวคิดพื้นฐานสำหรับความล่าช้าในการผ่าตัดกับอัตราการรอดชีวิต ตั้งแต่ช่วงปลายศตวรรษที่ 20 มีสมมติฐานทางชีววิทยาว่า ความล่าช้าในการผ่าตัดมะเร็งเต้านม อาจเพิ่มความเสี่ยงของการแพร่กระจายของเซลล์มะเร็งผ่านกระแสเลือดหรือน้ำเหลือง ซึ่งอาจส่งผลให้อัตราการรอดชีวิตลดลง³ อย่างไรก็ตาม หลักฐานเชิงประจักษ์ในช่วงแรกมีความขัดแย้งกัน โดยบางการศึกษาไม่พบความสัมพันธ์กัน ขณะที่บางการศึกษาชี้ว่า ความล่าช้าเกิน 3–6 เดือน อาจส่งผลกระทบต่ออัตราการรอดชีวิต^{7–8} การวิเคราะห์จาก National Cancer Database (NCDB) ของสหรัฐอเมริกา ที่ครอบคลุมผู้ป่วยมากกว่า 200,000 ราย พบว่า ความล่าช้าในการผ่าตัด เกิน 60 วันหลังวินิจฉัยทางพยาธิวิทยา สัมพันธ์กับการลดลงของการรอดชีวิตโดยรวม ($HR = 1.12$)⁴ และจากข้อมูลงานวิจัย An และคณะ⁹ ซึ่งระบุว่าความล่าช้าในการผ่าตัดมะเร็งเต้านม 8 สัปดาห์ สัมพันธ์กับการลดลงของอัตราการรอดชีวิต ซึ่งการวิจัยนี้มีผลการวิจัยไปในแนวทางเดียวกัน โดยยืนยันว่าระยะเวลาตั้งแต่การวินิจฉัยหรือการรับการรักษาด้วยเคมีบำบัด (CMT) ครั้งสุดท้าย จนถึงการผ่าตัด ส่งผลต่อการพยากรณ์โรคของมะเร็งเต้านมอย่างชัดเจน ผู้ป่วยที่ได้รับการผ่าตัดล่าช้าเกิน 8 สัปดาห์ มีอัตราการรอดชีวิตที่ 5 ปี และอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี น้อยกว่าผู้ป่วยที่ได้รับการผ่าตัดภายใน 8 สัปดาห์ และเมื่อพิจารณาปัจจัยที่มีผลต่ออัตราการรอดชีวิตและอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี เช่น ระยะเวลาการรอคอยผ่าตัด ระยะของโรค (stage), ระดับความรุนแรงของมะเร็ง (histological differentiation), และชนิดของมะเร็ง (subtype) พบว่า ระยะเวลาการรอคอยผ่าตัดที่มากกว่า 8 สัปดาห์ ผู้ป่วยมะเร็งระยะที่ 3 และ subtype HER 2 overexpression เป็นปัจจัยที่ลดอัตราการรอดชีวิตและอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี

ข้อมูลงานวิจัยนี้เป็นการเปรียบเทียบระยะเวลาการรอคอยผ่าตัดกับอัตราการรอดชีวิตในผู้ป่วย

มะเร็งเต้านมทุกชนิดย่อย (subtype) แต่งานวิจัยนี้ยังไม่ได้แยก subgroup analysis อย่างชัดเจนว่า แต่ละชนิดย่อย (subtype) ของมะเร็งเต้านม มีระยะเวลาการรอคอยการผ่าตัดที่เหมาะสมแตกต่างกัน ที่อาจส่งผลกระทบต่ออัตราการรอดชีวิตของผู้ป่วย

สรุป

ผลการวิจัยนี้สามารถนำมาออกแบบนโยบายการจัดลำดับความเร่งด่วน (triage policy) ในการผ่าตัด โดยเฉพาะในช่วงวิกฤต (เช่น สถานการณ์การระบาดของโรค) หรือในพื้นที่ขาดแคลนทรัพยากร โดยการผ่าตัดภายใน 8 สัปดาห์ ไม่ทำให้อัตราการรอดชีวิตและอัตราการปลอดโรคที่ 5 ปี ลดลง และสามารถนำไปใช้ในการปรับปรุงแนวทางเวชปฏิบัติแห่งชาติ (National Clinical Practice Guidelines) และสนับสนุนระบบสุขภาพให้สามารถให้บริการที่มีประสิทธิภาพ และสอดคล้องกับหลักฐานทางวิทยาศาสตร์ล่าสุด

เอกสารอ้างอิง

1. Sung H, Ferlay J, Siegel RL, Laversanne M, Soerjomataram I, Jemal A, et al. Global cancer statistics 2020: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. *CA Cancer J Clin.* 2021;71(3):209–49. doi: 10.3322/caac.21660.
2. Cardoso F, Paluch-Shimon S, Burstein HJ, Curigliano G, Kyriakides S, Senkus E, et al. Early breast cancer: ESMO clinical practice guideline. *Ann Oncol.* 2023;34(5):379–93.
3. Richards MA, Westcombe AM, Love SB, Littlejohns P, Ramirez AJ. Delays in the treatment of breast cancer. *Br J Cancer.* 1997;76(4):468–74.

4. Mukherjee S, Chagpar AB, Horowitz NR, Wang CH, Li FY, Pusztai L, et al. Impact of surgical delay on survival in early breast cancer: A national cancer database analysis. *Ann Surg Oncol*. 2021;28(12):7456–65.
5. Soran A, Ozbas S, Aksu G, Aksoy S, Kuru B, Igci A, et al. Surgical timing during the COVID-19 pandemic and long-term outcomes in breast cancer. *JAMA Surg*. 2023;158(5):480–8.
6. National Cancer Institute, Thailand. National breast cancer registry report 2023. Bangkok: Department of Medical Services, Ministry of Public Health; 2023.
7. Viriyapant W, Akewanlop C, Sripan P, Chayawee P, Sriuranpong V, Sookprasert A, et al. Disparities in breast cancer care in Thailand: A multicenter retrospective study. *Asian Pac J Cancer Prev*. 2022;23(8):2731–8.
8. Zhang Y, Wang H, Liu Z, et al. Time to surgery and survival in breast cancer: A systematic review and meta-analysis. *Br J Surg*. 2022;109(5):188–97.
9. An D, Choi J, Lee J, Kim JY, Kwon S, Kim J, et al. Time to surgery and survival in breast cancer. *BMC Surg*. 2022;22(1):388. doi: 10.1186/s12893-022-01835-1

ปัจจัยสัมพันธ์กับการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายในผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยาคาร์บาพีแนม ที่โรงพยาบาลโพธาราม จังหวัดราชบุรี

Factors Associated with 30-Day Hospital Readmission Among Patients with Carbapenem-Resistant Gram-Negative Bacterial Infections at Photharam Hospital, Ratchaburi Province

เอกรินทร์ ผิวนวน พย.ม.,
กลุ่มการพยาบาล
โรงพยาบาลโพธาราม
เยาวเรศ ขนเข้ม วท.ม.,
คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี
มหาวิทยาลัยราชภัฏหมู่บ้านจอมบึง
จังหวัดราชบุรี

Ekarin Piwnuan M.N.S.,
Division of Nursing
Photharam Hospital
Yaowared Khonkhem M.Sc.,
Faculty of Science and Technology
Muban Chombueng Rajabhat University
Ratchaburi

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์: เพื่อศึกษาปัจจัยที่สัมพันธ์กับการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน
หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาลในผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยาคาร์บาพีแนม

วิธีการศึกษา: รูปแบบการวิจัยแบบย้อนหลัง กลุ่มตัวอย่างถูกคัดเลือกโดยมีเกณฑ์ จำนวน 183 ราย
เก็บข้อมูลด้วยแบบบันทึกข้อมูลส่วนบุคคลและประวัติการรักษา วิเคราะห์ด้วยสถิติการถดถอยโลจิสติกส์
กำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .05

ผลการศึกษา: กลุ่มตัวอย่างกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน ร้อยละ 19 โดยปัจจัยที่
สัมพันธ์กับการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำสูงสุด คือ จำนวนวันนอนโรงพยาบาล >28 วัน (adj. OR = 8.01;
p = .023) รองลงมาคือ National Early Warning Score (NEWS2) แรก ≥5 คะแนน (adj. OR = 7.41; p = .014)
การได้รับยาโคลิสติน (adj. OR = 6.55; p = .025) การได้รับยาปฏิชีวนะ >14 วัน (adj. OR = 5.98; p = .003)
อัลบูมินในเลือดต่ำ (<3.5 กรัมต่อเดซิลิตร) (adj. OR = 5.29; p = .015) ภาวะติดเชื้อ (adj. OR = 5.20; p = .022)
และการรักษาด้วยยาปฏิชีวนะแบบผสม (adj. OR = 4.31; p = .026)

สรุป: วันนอนโรงพยาบาลที่ยาวนาน และคะแนน NEWS2 สูง เป็นปัจจัยที่เสี่ยงต่อการกลับมารักษา
ในโรงพยาบาลซ้ำที่สูงที่สุด รองลงมาคือ การได้รับยาโคลิสติน และการได้รับยาปฏิชีวนะเป็นเวลานาน ภาวะอัลบูมิน

ในเลือดต่ำ ผู้ป่วยติดเชื้อ และการรักษาด้วยยาปฏิชีวนะแบบผสม ทีมสหวิชาชีพจึงควรวางแผนดูแล และจัดการกับปัจจัยเสี่ยงดังกล่าว ตั้งแต่ระยะนอนโรงพยาบาลจนถึงหลังจำหน่ายจากโรงพยาบาล เพื่อลดความเสี่ยงของการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำ

คำสำคัญ: เชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยาคาร์บาเพนิม โคลิสติน เครื่องมือเตือนอาการก่อนเข้าสู่ภาวะวิกฤต การรักษาด้วยยาปฏิชีวนะแบบผสม การกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำ

วารสารแพทย์เขต 4-5 2569 ; 45(3) : 501-513.

Abstract

Objective: To study factors associated with 30-day hospital readmission among patients with carbapenem-resistant gram-negative bacterial infections

Methods: This retrospective cohort study included 183 patients selected based on predefined inclusion and exclusion criteria. Data were collected using personal and clinical record forms. Statistical analysis was performed using logistic regression. Statistical significance was set at .05.

Results: Nineteen per cent of the samples were readmitted within 30 days. In multivariable analysis, the strongest independent predictor of 30-day readmission was LOS >28 days (adj. OR = 8.01; $p = .023$), followed by an admission NEWS2 score ≥ 5 (adj. OR = 7.41; $p = .014$), received colistin (adj. OR = 6.55; $p = .025$), antibiotic therapy >14 days (adj. OR = 5.98; $p = .003$), hypoalbuminemia (<3.5 g/dL) (adj. OR = 5.29; $p = .015$), bedridden status (adj. OR = 5.20; $p = .022$), and combination antibiotic therapy (adj. OR = 4.31; $p = .026$).

Conclusion: Prolonged LOS and high NEWS2 score were the strongest risk factors of 30-day readmission, followed by colistin use, prolonged antibiotic therapy, hypoalbuminemia, bedridden status, and combination antibiotic therapy. To reduce risk of readmission, a multidisciplinary care team should engage in care planning and manage these risk factors throughout the inpatient period and after discharge.

Keywords: carbapenem-resistant gram-negative bacteria, colistin, national early warning score, combination antibiotic therapy, readmission

Received: May 9, 2026; Revised; Jul 17, 2026; Accepted: Aug 28, 2026

Reg 4-5 Med J 2026 ; 45(3) : 501-513.

บทนำ

สถานการณ์ปัจจุบันพบว่าเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยาคาร์บาเพนิม (carbapenem-resistant gram negative-bacteria: CR-GNB) มีกลไกการปรับตัวที่ซับซ้อนขึ้น โดยเชื้อที่พบได้บ่อย ได้แก่ เชื้อ Carbapenem-Resistant *Enterobacteriales* (CRE) ซึ่งรวมถึงเชื้อ Carbapenem-Resistant *Klebsiella pneumoniae* (CRKP) และเชื้อที่มักดื้อยารุนแรง ได้แก่ เชื้อ Carbapenem-Resistant *Pseudomonas aeruginosa* (CRPA) และเชื้อ Carbapenem-Resistant *Acinetobacter baumannii* (CRAB) กลไกการดื้อยาโดยสรุปเกิดจากการเชื้อแบคทีเรียผลิตคาร์บาเพนิเมส (carbapenemases) เพื่อทำลายโครงสร้างของยาปฏิชีวนะ ลดความสามารถในการซึมผ่านยาปฏิชีวนะสู่เซลล์ ยับยั้งการจับตัวกับยาปฏิชีวนะ และปั๊มขับยาออกนอกเซลล์เร็วขึ้น จึงส่งผลให้เกิดภาวะดื้อยา และภาวะดื้อยารักษายากในที่สุด (difficult-to-treat resistance: DTR)¹ ซึ่งส่งผลกระทบต่อเนื่องถึงผลลัพธ์ของการรักษาในระยะยาว โดยเฉพาะการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วันที่เป็นปัจจัยเสี่ยงต่อการเสียชีวิตที่เพิ่มขึ้น และต้นทุนในการดูแลรักษาที่เพิ่มสูงขึ้น โดยอัตราการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำในผู้ป่วยกลุ่มดังกล่าวภายใน 30 วัน พบประมาณร้อยละ 19²⁻³ สาเหตุสำคัญคือการติดเชื้อซ้ำ (recurrent infection) ซึ่งพบได้ถึง ร้อยละ 50²

จากการทบทวนวรรณกรรมพบว่า ปัจจัยด้านภาวะสุขภาพ ประวัติการเจ็บป่วย และประวัติการรักษาของผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยาคาร์บาเพนิม (carbapenem) มีความสัมพันธ์กับการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำอย่างมีนัยสำคัญ โดยในมิติของปัจจัยส่วนบุคคลพบว่า กลุ่มผู้สูงอายุและผู้ป่วยที่มีภาวะพึ่งพาถือเป็นปัจจัยเสี่ยงที่สำคัญ^{2,4-5} ขณะที่มิติด้านประวัติการเจ็บป่วย พบว่า มีโรคเรื้อรังหลายโรค ตับแข็ง ไตวายเรื้อรัง ภาวะเม็ดเลือดขาวต่ำ

ผิดปกติ ภูมิคุ้มกันบกพร่อง โรคมะเร็ง และอัลบูมินในเลือดต่ำ ส่งผลให้ผู้ป่วยมีโอกาสกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำสูงขึ้น²⁻⁷ นอกจากนี้ในมิติด้านประวัติการรักษาพบว่า ปัจจัยเกี่ยวกับแหล่งติดเชื้อชนิดของเชื้อแบคทีเรีย โดยเฉพาะการติดเชื้อดื้อยาในกระแสเลือด ชนิดของยาปฏิชีวนะ การได้รับยาปฏิชีวนะแบบผสม และระยะเวลาที่ได้รับยาปฏิชีวนะ วันนอนโรงพยาบาลที่ยาวนาน มักมีความสัมพันธ์กับการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำ²⁻⁹ รวมไปถึงปัจจัยความรุนแรงในระหว่างการรักษา เช่น การใส่ท่อช่วยหายใจเป็นเวลานาน ภาวะระบบหายใจล้มเหลว ภาวะหัวใจและหลอดเลือดล้มเหลว ไตวาย ภาวะไตเป็นพิษ (nephrotoxicity) จากการใช้ยาปฏิชีวนะ และประวัติการเข้ารับการรักษาในหอผู้ป่วยวิกฤต เป็นต้น^{3-4,6} ซึ่งภาพรวมจากการทบทวนวรรณกรรมข้างต้นแสดงให้เห็นว่า ปัจจัยที่สัมพันธ์กับการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำนั้นเกี่ยวโยงกันอย่างหลากหลายมิติ และสอดคล้องกับการดูแลรักษาตามบริบทที่แตกต่างกันไป

จากข้อมูลทางสถิติโรงพยาบาลโพธาราม ซึ่งเป็นบริบทของโรงพยาบาลทั่วไป พบผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียดื้อยาคาร์บาเพนิม 5-20 รายต่อเดือน โดยพบในผู้ป่วยอายุรกรรมเป็นส่วนใหญ่ ซึ่งมีแนวโน้มที่จะกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำ จึงได้ศึกษาถึงปัจจัยเสี่ยงในมิติของปัจจัยส่วนบุคคล ประวัติการเจ็บป่วย และประวัติการรักษา ต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน ในผู้ป่วยกลุ่มดังกล่าว โดยผลการศึกษาค้นคว้าจะใช้เป็นข้อมูลพื้นฐาน (baseline data) สำหรับทีมสหวิชาชีพเพื่อวางแผนดูแลผู้ป่วยกลุ่มเสี่ยง และอาจใช้เป็นข้อมูลอ้างอิงสำหรับการดูแลรักษาในโรงพยาบาลแห่งอื่น ๆ ที่มีบริบทใกล้เคียงกัน ตลอดจนเป็นข้อมูลพื้นฐานสำหรับการศึกษาต่อยอดต่อไป

วัตถุประสงค์

เพื่อศึกษาปัจจัยที่สัมพันธ์กับการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาลในผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยา carbapenem

วิธีการศึกษา

รูปแบบการวิจัย การศึกษาแบบย้อนหลัง (retrospective cohort study)

ประชากร คือ ผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียจากผลการเพาะเชื้อในตัวอย่างส่งตรวจจากสารคัดหลั่งจากร่างกาย (body fluid, body secretion) และเลือด (blood) ด้วยวิธีการเพาะเชื้อแบบ manual หรือ automated method ซึ่งเป็นผู้ป่วยอายุ 18 ปีขึ้นไป ที่จำหน่ายจากหอผู้ป่วยใน โรงพยาบาลโพธาราม ตั้งแต่วันที่ 1 กันยายน พ.ศ. 2566–30 กันยายน พ.ศ. 2568
กลุ่มตัวอย่าง คัดเลือกโดยมีเกณฑ์คัดเข้า คือ ผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียที่ตัวอย่างส่งตรวจขึ้นเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยา carbapenem และเกณฑ์คัดออก คือ ข้อมูลที่บันทึกในแฟ้มประวัติอิเล็กทรอนิกส์ (electronic medical records: EMR) ไม่ชัดเจน หรือไม่สมบูรณ์ โดยมีกลุ่มตัวอย่างที่เข้าเกณฑ์ทั้งหมดจำนวน 183 ราย

เครื่องมือการวิจัย มี 2 ส่วน คือ แบบบันทึกข้อมูลส่วนบุคคล ประวัติการเจ็บป่วย และแบบบันทึกประวัติการรักษา รวมจำนวน 9 ข้อ ประกอบด้วย เพศ อายุ โรคประจำตัว การวินิจฉัยโรคตาม ICD-10 วันนอนโรงพยาบาล แหล่งติดเชื้อและชนิดของเชื้อแบคทีเรียดื้อยา carbapenem ชนิดของยาปฏิชีวนะที่ได้รับ ประวัติการรักษาในภาวะวิกฤติ และประวัติการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำในช่วง 30 วันหลังจำหน่ายจากโรงพยาบาล ซึ่งได้รับการตรวจสอบความตรงเชิงเนื้อหา (content validity) จากผู้ทรงคุณวุฒิ โดยมีค่า CVI = 0.89

การพิทักษ์สิทธิ์กลุ่มตัวอย่าง การเก็บข้อมูลในครั้งนี้ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการวิจัย

ในคนโรงพยาบาลโพธารามเลขที่ 033/2569 ลงวันที่ 9 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2569 โดยพิทักษ์สิทธิ์ของกลุ่มตัวอย่างตามหลักจริยธรรมการวิจัยในคน

วิธีเก็บรวบรวมข้อมูล ภายหลังโครงการวิจัยได้รับอนุมัติจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในคนโรงพยาบาลโพธารามแล้ว ผู้วิจัยจึงขออนุญาตเก็บข้อมูลวิจัยจากแฟ้มประวัติอิเล็กทรอนิกส์จากผู้อำนวยการโรงพยาบาลโพธาราม หลังจากนั้นผู้วิจัยเข้าเก็บข้อมูลส่วนบุคคล ประวัติการเจ็บป่วย และประวัติการรักษาของผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียที่ตัวอย่างส่งตรวจขึ้นเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยา carbapenem จากแฟ้มประวัติอิเล็กทรอนิกส์ ตามแบบบันทึกข้อมูลส่วนบุคคล ประวัติการเจ็บป่วย และประวัติการรักษา โดยเก็บข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่างที่เข้าเกณฑ์ทั้งหมดได้กลุ่มตัวอย่างจำนวน 183 ราย

การวิเคราะห์ข้อมูล วิเคราะห์ข้อมูลส่วนบุคคลและประวัติการรักษาของผู้ป่วยติดเชื้อแบคทีเรียแกรมลบดื้อยา carbapenem ด้วยการหาค่าเฉลี่ย แจกแจงความถี่ ร้อยละ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน และวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของปัจจัยข้อมูลส่วนบุคคลและประวัติการรักษาและการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาล ด้วยสถิติ binary logistic regression โดยวิธี backward stepwise regression โดยกำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .05 โดยคัดเลือกตัวแปรจากปัจจัยรายตัวแปร (univariate logistic regression) ที่มีนัยสำคัญ จำนวน 14 ตัวแปร ($p < .05$) ซึ่งโมเดล binary logistic regression ผ่านข้อตกลงเบื้องต้นของการถดถอยโลจิสติกส์ตามเกณฑ์ และการตรวจสอบความเหมาะสมของโมเดล (goodness of fit) อยู่ในเกณฑ์เหมาะสมจากค่าสถิติ Hosmer and Lemeshow: $\chi^2 = 7.98$, $df = 4$ ($p > .05$); Omnibus tests of model coefficients: $\chi^2 = 110.54$, $df = 7$ ($p < .001$); Overall percentage correct = 93.40%; Nagelkerke $R^2 = 0.71$

ผลการศึกษา

กลุ่มตัวอย่าง จำนวน 183 ราย เป็นเพศหญิง ร้อยละ 59, เพศชาย ร้อยละ 41, อายุเฉลี่ย 73.5 ปี (SD = 13.81), เป็นผู้สูงอายุ ร้อยละ 77.6, ติดเตียง ร้อยละ 10.4, อัลบูมินในเลือดต่ำ ร้อยละ 14.8, โรคประจำตัว 3 อันดับแรก คือ โรคความดันโลหิตสูง ร้อยละ 61.2, โรคเบาหวาน ร้อยละ 30.6, และโรคหัวใจและหลอดเลือด ร้อยละ 30.1, สิ่งส่งตรวจที่พบเชื้อดื้อยาคาร์บาเพนิมมากที่สุด ได้แก่ ปัสสาวะ ร้อยละ 42.6, แผลงัดติดเชื้อตามการวินิจฉัยมากที่สุด คือ ติดเชื้อทางเดินปัสสาวะ ร้อยละ 42.6, ชนิดของเชื้อแบคทีเรียที่พบมากที่สุด ได้แก่ CRE ร้อยละ 58.5, ยาปฏิชีวนะที่ใช้มากที่สุด ได้แก่ พิเพอราซิลิน-ทาโซแบคแทม (piperacillin-tazobactam) และ เมอร์โอฟีนาม (meropenem) คิดเป็นร้อยละ 31.7, ระยะเวลาที่ได้รับยาปฏิชีวนะ >14 วัน ร้อยละ 25.7, จำนวนวันนอนโรงพยาบาลเฉลี่ย 18.43 วัน (SD = 6.99), ช่วงวันนอนโรงพยาบาลที่มากที่สุด คือ <14 วัน ร้อยละ 56.3, มีภาวะช็อก ร้อยละ 8.7, คะแนน NEWS2 แรกรับ ≥ 5 คะแนน ร้อยละ 8.2, นอนในหอผู้ป่วยวิกฤต >7 วัน ร้อยละ 21.7, และใส่ท่อช่วยหายใจ >7 วัน ร้อยละ 12 ดังแสดงในตารางที่ 1

จากการศึกษาความสัมพันธ์ของปัจจัยต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน รายตัวแปรของกลุ่มตัวอย่างที่มีปัจจัยที่มีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติดังนี้ ปัจจัยส่วนบุคคลและการเจ็บป่วย ได้แก่ ผู้ป่วยติดเตียง ($p < .05$) โรคหัวใจและหลอดเลือด ($p < .05$) โรคไตวายเรื้อรัง ($p < .05$) ติดเชื้อในกระดูกและข้อ ($p < .05$) และมีระดับอัลบูมินในเลือดต่ำ (< 3.5 กรัมต่อเดซิลิตร) ($p < .001$) ปัจจัยด้านการติดเชื้อ ได้แก่ ติดเชื่อดื้อยาคาร์บาเพนิม (CR) หลายชนิด (multi-bacteria) ซึ่งพบตั้งแต่ 2 เชื้อขึ้นไป ($p < .001$) ชนิดของยาปฏิชีวนะ โดยเฉพาะผู้ป่วยที่ได้รับยาโคลิสติน (colistin) ($p < .001$) และฟอสโฟมัยซิน (fosfomycin) ($p < .05$) การรักษาด้วยยาปฏิชีวนะแบบผสม (combination antibiotics therapy) ตั้งแต่ 2 ชนิดขึ้นไป ($p < .001$) และการได้รับยาปฏิชีวนะ >14 วัน ($p < .001$) รวมไปถึงระยะเวลาที่เข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลที่นานขึ้น ล้วนมีความสัมพันธ์กับการกลับมารักษาในโรงพยาบาลซ้ำ ($p < .01$) นอกจากนี้ ภาวะวิกฤต เช่น ภาวะช็อก ($p < .05$) คะแนน NEWS2 แรกรับ ≥ 5 คะแนน ($p < .001$) การใส่ท่อช่วยหายใจ >7 วัน และการนอนในหอผู้ป่วยวิกฤต >7 วัน ต่างเป็นปัจจัยที่มีนัยสำคัญเช่นกัน ($p < .001$) ดังแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 การแจกแจงจำนวน ร้อยละ และความสัมพันธ์ของปัจจัยรายตัวแปรของกลุ่มตัวอย่าง ต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาล ($n = 183$)

ปัจจัย	การกลับเข้ารับการรักษาซ้ำ			p-value
	รวม $n = 183$	ใช่ $n = 35 (19.1)$	ไม่ใช่ $n = 148 (80.9)$	
เพศ				.327
ชาย	75 (41.0)	16 (21.3)	59 (78.7)	
หญิง	108 (59.0)	19 (17.6)	89 (82.4)	
อายุ (ปี)				.551
18-59 (ผู้ใหญ่)	41 (22.4)	8 (4.4)	33 (18.0)	
>60 (ผู้สูงอายุ)	142 (77.6)	27 (14.8)	115 (62.8)	

ตารางที่ 1 การแจกแจงจำนวน ร้อยละ และความสัมพันธ์ของปัจจัยรายตัวแปรของกลุ่มตัวอย่าง ต่อการกลับเข้ารับ
การรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาล (n = 183) (ต่อ)

ปัจจัย	การกลับเข้ารับการรักษาซ้ำ			p-value
	รวม n = 183	ใช่ n = 35 (19.1)	ไม่ใช่ n = 148 (80.9)	
ภาวะพึ่งพา				<.001
ติดเตียง	19 (10.4)	11 (6.0)	8 (4.4)	
ไม่ติดเตียง	164 (89.6)	24 (13.1)	140 (76.5)	
อัลบูมินในเลือด (กรัม/เดซิลิตร)				<.001
<3.5 (ต่ำ)	27 (14.8)	17 (9.3)	10 (5.5)	
≥3.5 (ปกติ)	156 (85.2)	18 (9.8)	138 (75.4)	
โรคประจำตัว (เลือกได้ >1)				
ความดันโลหิตสูง	122 (61.2)	22 (12.0)	90 (49.2)	.491
เบาหวาน	56 (30.6)	13 (7.1)	43 (23.5)	.231
หัวใจและหลอดเลือด	55 (30.1)	6 (3.3)	49 (26.8)	.046
ไขมันในเลือดสูง	44 (24.0)	8 (4.4)	36 (19.7)	.524
ไตวายเรื้อรัง	32 (17.5)	12 (6.6)	20 (10.9)	.006
ไตวายระยะท้าย (ESRD)	5 (2.7)	1 (0.6)	4 (2.2)	.341
มะเร็ง	12 (6.6)	3 (1.7)	9 (4.9)	.412
ติดเชื้อ HIV	6 (3.3)	1 (0.6)	5 (2.8)	.677
ตับแข็ง	6 (3.3)	1 (0.6)	5 (2.8)	.677
แหล่งติดเชื้อตามการวินิจฉัย				
ติดเชื้อในกระแสเลือด	24 (13.1)	10 (5.6)	14 (7.6)	.282
ติดเชื้อทางเดินหายใจ	56 (30.6)	8 (4.4)	48 (26.2)	.472
ติดเชื้อทางเดินปัสสาวะ	78 (42.6)	12 (6.5)	66 (36.1)	.439
ติดเชื้อทางเดินอาหาร	6 (3.3)	4 (2.2)	2 (1.1)	.323
ติดเชื้อผิวหนัง	10 (5.5)	1(0.6)	9 (4.9)	.396
ติดเชื้อในกระดูกและข้อ	4 (2.2)	1(0.6)	3 (1.6)	.023
ติดเชื้อแผลผ่าตัด	4 (2.2)	1(0.6)	3 (1.6)	.576
ติดเชื้อ ≥2 แหล่ง	18 (9.8)	4 (2.2)	14 (7.6)	.464
ชนิดของเชื้อแบคทีเรีย				
CRAB	28 (15.3)	9 (4.9)	19 (10.4)	.055
CRPA	65 (35.5)	18 (9.8)	47 (25.7)	.059
CRE	107 (58.5)	22 (12.0)	85 (46.4)	.349
Multi-bacteria	24 (13.1)	14 (7.6)	10 (5.5)	<.001
ระยะเวลาที่ได้รับยาปฏิชีวนะ (วัน)				<.001
≤14	136 (74.3)	12 (6.6)	124 (67.7)	
>14	47 (25.7)	23 (12.6)	24 (13.1)	

ตารางที่ 1 การแจกแจงจำนวน ร้อยละ และความสัมพันธ์ของปัจจัยรายตัวแปรของกลุ่มตัวอย่าง ต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาล (n = 183) (ต่อ)

ปัจจัย	การกลับเข้ารับการรักษาซ้ำ			p-value
	รวม n = 183	ใช่ n = 35 (19.1)	ไม่ใช่ n = 148 (80.9)	
ชนิดยาปฏิชีวนะ				
Piperacillin-tazobactam	58 (31.7)	7 (3.8)	51 (27.9)	.70
Cefoperazone/sulbactam	31 (16.9)	11 (6.0)	20 (13.5)	.064
Fosfomycin	14 (7.7)	7 (3.8)	7 (3.8)	.007
Ceftazidime	30 (16.4)	11 (6.0)	19 (10.4)	.071
Meropenem	58 (31.7)	10 (5.5)	48 (26.2)	.411
Amikacin	7 (3.8)	2 (1.1)	5 (2.7)	.400
Colistin	18 (9.8)	13 (7.1)	5 (2.7)	<.001
Combination antibiotics (≥2)	42 (23.0)	21 (11.5)	21 (11.5)	<.001
จำนวนวันนอนโรงพยาบาล (วัน)				
<14	103 (56.3)	7 (3.8)	96 (52.5)	<.001
14–21	41 (22.5)	4 (2.2)	37 (20.3)	.023
22–28	29 (15.8)	16 (8.8)	13 (7.0)	.002
>28	10 (5.5)	8 (4.4)	2 (1.1)	<.001
ประวัติการรักษาในภาวะวิกฤต				
ช็อก	16 (8.7)	7 (3.8)	9 (4.9)	.016
NEWS2 แกร็บ ≥5 คะแนน	15 (8.2)	9 (4.9)	6 (3.3)	<.001
นอนในหอผู้ป่วยวิกฤต >7 วัน	40 (21.9)	21 (11.5)	19 (10.4)	<.001
ใส่ท่อช่วยหายใจ >7 วัน	22 (12.0)	11 (6.0)	11 (6.0)	<.001

ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ univariate logistic regression ของปัจจัยรายตัวแปรและการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาลของกลุ่มตัวอย่างพบว่า การได้รับยาปฏิชีวนะโคลิสติน เป็นปัจจัยที่มีค่า crude odds ratio (crude OR) สูงสุด โดยเพิ่มโอกาสเสี่ยงต่อการกลับเข้ารับรักษาในโรงพยาบาลซ้ำถึง 16.90 เท่า ($p < .001$) รองลงมา คือ ภาวะอัลบูมินในเลือดต่ำ เสี่ยงเพิ่ม 13.03 เท่า ($p < .001$) นอนในหอผู้ป่วยวิกฤต >7 วัน และได้รับยาปฏิชีวนะ >14 วัน เสี่ยงเพิ่มประมาณ 10 เท่า ($p < .001$) ขณะที่การติดเชื้อ

ดื้อยาคาร์บาเพนิมหลายชนิด (multi-bacteria) และการรักษาด้วยยาปฏิชีวนะแบบผสม เสี่ยงเพิ่มประมาณ 9 เท่า ($p < .001$) ภาวะติดเชื้อ และคะแนน NEWS2 แกร็บ ≥5 คะแนน เสี่ยงเพิ่มประมาณ 8 เท่า ($p < .05$) ใส่ท่อช่วยหายใจ >7 วัน เสี่ยงเพิ่ม 5.71 เท่า และภาวะช็อก เสี่ยงเพิ่ม 3.86 เท่า ($p < .05$) โดยช่วงวันนอนโรงพยาบาล 22–28 วัน และ >28 วัน เสี่ยงเพิ่มประมาณ 4 เท่า และ 7.5 เท่าตามลำดับ โดยวันนอนโรงพยาบาล <14 วัน และช่วง 14–21 วัน ลดความเสี่ยงต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำลง ร้อยละ 87 และ 80 ตามลำดับ ดังแสดงในตารางที่ 2

สาเหตุส่วนใหญ่ของการกลับเข้ารับการรักษา
ในโรงพยาบาลซ้ำของกลุ่มตัวอย่างพบว่า ประมาณ
ร้อยละ 57 มีภาวะตอบสนองการอักเสบของร่างกาย
(systemic inflammatory response syndrome:

SIRS) และ quick Sequential Organ Failure
Assessment (qSOFA) ≥ 2 โดยแพทย์วินิจฉัยว่า
มีการติดเชื้อในร่างกาย หรือติดเชื้อในกระแสเลือด

ตารางที่ 2 การวิเคราะห์ univariate logistic regression ระหว่างปัจจัยรายตัวแปร และการกลับเข้ารับการรักษา
ในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาลของกลุ่มตัวอย่าง (n = 183)

ปัจจัย	Crude OR	95% CI	p-value
ติดเชื้อ	8.03	3.19–23.69	.010
อัลบูมินในเลือดต่ำ	13.03	5.18–32.79	<.001
การติดเชื้อดื้อยาคาร์บาเพนีมหลายชนิด (Multi-bacteria)	9.20	3.62–23.37	<.001
การได้รับยาโคลิสติน	16.90	5.49–52.05	<.001
การรักษาด้วยยาปฏิชีวนะแบบผสม (≥ 2)	9.07	4.00–20.57	<.001
ได้รับยาปฏิชีวนะ >14 วัน	9.90	4.35–22.56	<.001
วันนอนโรงพยาบาล (วัน)			
<14	0.13	0.06–0.33	<.001
14–21	0.20	0.05–0.89	.039
22–28	4.02	1.69–9.51	.002
>28	7.49	1.98–28.07	.001
ช็อก	3.86	1.33–11.23	.016
NEWS2 ≥ 5 คะแนน	8.19	2.69–24.97	<.001
นอนในหอผู้ป่วยวิกฤต >7 วัน	10.18	4.44–23.36	<.001
ใส่ท่อช่วยหายใจ >7 วัน	5.71	2.23–14.64	<.001

การวิเคราะห์ถดถอยโลจิสติกส์เชิงพหุ
(multivariate logistic regression) ของตัวแปรอิสระ
ต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน
30 วัน พบว่าโมเดลมีความแม่นยำรวม ร้อยละ 93.4
โดยมี 7 ปัจจัย ซึ่งมีนัยสำคัญทางสถิติดังนี้ ปัจจัยที่มีค่า
adjusted odds ratio (adj. OR) สูงที่สุด ได้แก่ วันนอน
โรงพยาบาล >28 วัน ซึ่งเพิ่มโอกาสเสี่ยงต่อการกลับ
เข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำ 8.01 เท่า (p < .05)
รองลงมาคือ การมีคะแนน NEWS2 แรกรับ ≥ 5 คะแนน

เสี่ยงเพิ่ม 7.41 เท่า (p < .05) ปัจจัยด้านการรักษา
ด้วยยาปฏิชีวนะ คือ การได้รับยาโคลิสติน เสี่ยงเพิ่ม
6.55 เท่า (p < .05) การได้รับยาปฏิชีวนะ >14 วัน
เสี่ยงเพิ่ม 5.98 เท่า (p < .05) และการรักษาด้วยยา
ปฏิชีวนะแบบผสม เสี่ยงเพิ่ม 4.31 เท่า (p < .05)
โดยระดับ อัลบูมินในเลือดต่ำ เสี่ยงเพิ่ม 5.29 เท่า (p < .05)
และผู้ป่วยติดเชื้อ เสี่ยงเพิ่ม 5.20 เท่า (p < .05)
ดังแสดงในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ผลการวิเคราะห์ multivariate logistic regression ระหว่างตัวแปรอิสระ และการกลับเข้ารับการรักษา
ในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน หลังจำหน่ายจากโรงพยาบาลของกลุ่มตัวอย่าง (n = 183)

ตัวแปรอิสระ	B	S.E.	Wald	df	p-value	Adjusted OR (95% CI)
ติดเตียง	1.65	.72	5.23	1	.022	5.20 (1.26–21.40)
อัลบูมินในเลือดต่ำ	1.67	.69	5.91	1	.015	5.29 (1.38–20.28)
การได้รับยาโคลิสติน	1.88	.84	5.06	1	.025	6.55 (1.27–33.72)
การรักษาด้วยยาปฏิชีวนะแบบผสม (≥ 2)	1.46	.66	4.97	1	.026	4.31 (1.19–15.55)
ได้รับยาปฏิชีวนะ >14 วัน	1.78	.59	9.00	1	.003	5.98 (1.86–19.21)
วันนอนโรงพยาบาล >28 วัน	2.09	.92	5.18	1	.023	8.01 (1.33–48.55)
NEWS2 ≥ 5 คะแนน	2.00	.81	6.10	1	.014	7.41 (1.51–36.34)
Constant	-3.56	.49	53.60	1	<.001	0.03

วิจารณ์

การกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วันหลังจำหน่ายจากโรงพยาบาล พบประมาณร้อยละ 19 จากกลุ่มตัวอย่างทั้งหมด สอดคล้องกับการศึกษาที่ผ่านมา โดยเฉพาะผู้ป่วยที่ประวัติการรักษาในภาวะวิกฤตในช่วงที่นอนโรงพยาบาล¹⁻² โดยร้อยละ 57 ที่กลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำ มีอาการแสดงของติดเชื้อ สอดคล้องกับการศึกษาที่ผ่านมาซึ่งพบว่า ผู้ป่วยกลุ่มนี้มักเสี่ยงต่อการติดเชื้อซ้ำและกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำอย่างรวดเร็ว² จากการศึกษาครั้งนี้พบว่า ปัจจัยเสี่ยงต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำคล้ายคลึงกับการศึกษาที่ผ่านมา²⁻⁹ ซึ่งสามารถอธิบายตามข้อค้นพบเชิงคลินิกได้ดังนี้

ผู้ป่วยติดเตียง เพิ่มความเสี่ยงต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำสูงถึง 5.2 เท่า อย่างมีนัยสำคัญ ซึ่งถือเป็นกลุ่มเสี่ยงทั้งในแง่ของการรักษาที่ยากขึ้น เนื่องจากข้อจำกัดในการดูแลสุขอนามัยพื้นฐาน การเคลื่อนไหว ทำให้อวัยวะต่าง ๆ ทำงานได้ลดลง ส่งผลให้การไหลเวียนเลือดที่ไม่ดี ยาปฏิชีวนะจึงกระจายตัวไปยังตำแหน่งที่ติดเชื้อได้ไม่เต็ม

ประสิทธิภาพ¹ ซึ่งผู้ป่วยติดเตียงส่วนใหญ่มักต้องใส่สายสวนต่าง ๆ² จึงเสี่ยงต่อการติดเชื้อซ้ำจากการกำจัดเชื้อไม่หมด โดยเฉพาะการแผ่ตัวของเชื้อในรูปแบบฟิล์มชีวภาพ (biofilm) ซึ่งยากต่อการรักษาด้วยยาปฏิชีวนะ รวมไปถึงภาวะอวัยวะเรื้อรัง และระบบภูมิคุ้มกันบกพร่องเรื้อรัง ซึ่งส่งผลให้กลไกการต้านเชื้อด้อยลงและนำไปสู่การเจ็บป่วยซ้ำหลังจำหน่ายจากการติดเชื้อยังไม่หายขาด^{1,10}

ภาวะอัลบูมินในเลือดต่ำ เพิ่มความเสี่ยงต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำสูงถึง 5.3 เท่า ซึ่งสามารถอธิบายด้วยกลไกทางเภสัชจลนศาสตร์ได้ว่า ระดับอัลบูมินที่ต่ำส่งผลโดยตรงต่อการกระจายตัวและการกำจัดยาปฏิชีวนะ เนื่องจากในภาวะอัลบูมินในเลือดต่ำ พบว่าสัดส่วนของยาปฏิชีวนะในรูปอิสระ (free drug) เพิ่มมากขึ้น และยาถูกกำจัดออกจากร่างกายเร็วกว่าปกติ นำไปสู่สภาวะระดับยาปฏิชีวนะต่ำกว่าเกณฑ์การรักษา (sub-therapeutic level)¹¹ ร่วมกับการตอบสนองต่อการอักเสบรุนแรงของร่างกายจากการกระตุ้นด้วยสาร lipopolysaccharide ที่พบในผนังเซลล์เชื้อแบคทีเรียแกรมลบ ส่งผลให้อัลบูมินรั่วออกนอกหลอดเลือด ภาวะอัลบูมินต่ำจึงเป็นข้อบ่งชี้

ถึงความรุนแรงของการติดเชื้อ และภาวะล้มเหลวของระบบไหลเวียนโลหิต ซึ่งส่งผลต่อกระบวนการฟื้นตัวที่ไม่ดีในระยะยาว และเสี่ยงต่อการติดเชื้อซ้ำจากการติดเชื้อไม่หายขาด¹¹⁻¹²

การได้รับยาโคลิสติน ได้รับยาปฏิชีวนะ >14 วัน และการรักษาด้วยยาปฏิชีวนะแบบผสม เพิ่มความเสี่ยงต่อการกลับเข้าช่วยการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำประมาณ 6.6 เท่า 6 เท่า และ 4.3 เท่า ตามลำดับจากการศึกษาพบว่า การใช้โคลิสตินร่วมกับยาในกลุ่มอื่นในลักษณะยาสูตรผสม แม้จะมีประสิทธิภาพในการกำจัดเชื้อได้มากกว่าการใช้ยาเพียงชนิดเดียว แต่ผลกระทบที่ตามมาคือ พิษสะสมในร่างกายโดยเฉพาะผลกระทบต่อการทำงานของไต ซึ่งอาจกลายเป็นปัจจัยส่งเสริมให้ผู้ป่วยเกิดอวัยวะล้มเหลวเพิ่มขึ้น โดยเฉพาะในผู้ป่วยที่วิกฤตอยู่แล้ว แม้แนวทางสากลจะแนะนำให้ใช้ยาปฏิชีวนะกลุ่มใหม่ที่มีความปลอดภัยสูง เช่น เซฟแทซิดิม-เอวิแบคแตม (ceftazidime-avibactam) หรือเซฟปีเดอโรคอล (cefiderocol)^{1,13} แต่ด้วยข้อจำกัดของระบบสาธารณสุขไทย ที่ยาดังกล่าวไม่อยู่ในบัญชียาหลักในบริบทของโรงพยาบาลทั่วไป แพทย์จึงจำเป็นต้องใช้ยาโคลิสตินเป็นยาหลักในการรักษาเชื้อดื้อยาผู้ป่วยจึงเสี่ยงต่อการเกิดภาวะแทรกซ้อนจากยามากขึ้น โดยเฉพาะการให้ยาปฏิชีวนะ >14 วัน เสี่ยงต่อการดื้อยาเพิ่มมากขึ้น เกิดพิษสะสมในร่างกาย ซึ่งพบได้มากในการใช้ยาโคลิสตินสูตรผสมเป็นเวลานาน ซึ่งส่งผลให้ผู้ป่วยเสี่ยงต่อการเกิดภาวะไตวาย และกลับเข้ารับการรักษาช้ำอย่างรวดเร็ว¹⁴ จากการศึกษาพบว่าระยะเวลาที่เหมาะสมสำหรับการใช้ปฏิชีวนะหากผู้ป่วยมีอาการทางคลินิกอยู่ในเกณฑ์ดี ควรอยู่ระหว่าง 7-14 วัน^{1,14}

จำนวนวันนอนโรงพยาบาล >28 วัน เพิ่มความเสี่ยงต่อการกลับเข้าช่วยการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำประมาณ 8 เท่า สอดคล้องกับการศึกษาในผู้ป่วยติดเชื้อ CRE ที่พบว่า มีจำนวนวันโรงพยาบาลเฉลี่ยเพิ่มขึ้น

ประมาณ 11 วัน¹⁵ และเมื่อเปรียบเทียบกับผู้ป่วยที่ติดเชื้อไม่ดื้อยาพบว่า มีระยะเวลาการนอนในหอผู้ป่วยวิกฤต และระยะเวลาการนอนโรงพยาบาลโดยรวมยาวนานกว่าอย่างมีนัยสำคัญ¹⁶ โดยวันนอนที่เพิ่มมากขึ้น มีผลมาจากความรุนแรงจากการติดเชื้อดื้อยา ส่งผลให้เกิดภาวะภูมิคุ้มกันบกพร่องอย่างเรื้อรัง และเสี่ยงต่อการติดเชื้อซ้ำซ้อนขณะนอนโรงพยาบาล จึงนำไปสู่ความเสี่ยงของการเจ็บป่วยซ้ำ¹⁴

คะแนน NEWS2 แรกรับ ≥ 5 คะแนน เพิ่มความเสี่ยงต่อการกลับเข้าช่วยการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำประมาณ 7.4 เท่า โดย NEWS2 เป็นเครื่องมือนิยมใช้ในการเฝ้าระวังอาการผู้ป่วยติดเชื้อในกระแสเลือด¹⁷ ซึ่งจากการศึกษาที่ผ่านมาพบว่าความรุนแรงทางคลินิกที่มีผลต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำในผู้ป่วยติดเชื้อดื้อยามักประเมินด้วย APACHE II เป็นส่วนใหญ่^{2-3,5,7} แต่ในบริบทของกลุ่มตัวอย่างได้นำ NEWS2 มาใช้ในการประเมินผู้ป่วยติดเชื้อขณะนอนโรงพยาบาล ซึ่งชี้ให้เห็นว่า NEWS2 เป็นอีกเครื่องมือที่สามารถใช้ในการประเมินความรุนแรงทางคลินิกต่อความเสี่ยงของการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำได้ ซึ่งคะแนน NEWS2 ตั้งแต่แรกรับสูง หรือมีภาวะวิกฤต สัมพันธ์กับผลลัพธ์ทางคลินิกที่ไม่ดีในระยะยาว จึงเสี่ยงต่อการกลับเข้ารับการรักษาซ้ำที่สูงขึ้น¹⁷⁻¹⁸

สรุป

จากการศึกษาครั้งนี้พบว่า กลุ่มตัวอย่างร้อยละ 19 กลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำภายใน 30 วัน โดยมีปัจจัยเสี่ยงที่สำคัญ คือ ติดเชื้อดื้อยารุนแรง วันนอนโรงพยาบาลที่ยาวนาน การใช้ยาปฏิชีวนะ ผู้ป่วยติดเชื้อ และมีภาวะอัลบูมินในเลือดต่ำ ดังนั้น ทีมสหวิชาชีพจึงควรวางแผนการดูแลรักษา และจัดการกับปัจจัยเสี่ยงอย่างเหมาะสม เช่น การใช้ยาปฏิชีวนะอย่างเหมาะสม การแก้ไขภาวะอัลบูมิน

ในเลือดต่ำรวมไปถึงการประเมินความรุนแรงของการติดเชื้ออย่างต่อเนื่อง การเฝ้าระวังภาวะแทรกซ้อนขณะนอนโรงพยาบาล เช่น ภาวะไตวาย การติดตามผู้ป่วยอย่างต่อเนื่องในระยะยาวหลังจำหน่ายจากโรงพยาบาลไปแล้ว และส่งต่อการดูแลผู้ป่วยไปยังหน่วยปฐมภูมิ โดยเฉพาะในผู้ป่วยติดเชื้อ และผู้ป่วยที่มีวันนอนโรงพยาบาลนาน ซึ่งเป็นกลุ่มเสี่ยงต่อการติดเชื้อซ้ำ

ในการศึกษาถึงปัจจัยรายตัวแปร (univariate logistic regression) ของการศึกษาค้นพบว่า มีปัจจัยเสี่ยงต่อการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อันได้แก่ การติดเชื้อแบคทีเรียดื้อยา carbapenem หลายชนิด นอนในหอผู้ป่วยวิกฤต >7 วัน และใส่ท่อช่วยหายใจ >7 วัน ซึ่งมีความเสี่ยงเพิ่มขึ้น จำนวนวันนอนโรงพยาบาล <14 วัน และระหว่าง 14–21 วัน กลับมีความเสี่ยงลดลง ปัจจัยดังกล่าวจึงเป็นปัจจัยที่ควรศึกษาเพิ่มเติม และควรศึกษาถึงการพัฒนาแนวปฏิบัติในการดูแลผู้ป่วยที่มีปัจจัยเสี่ยง เพื่อลดการกลับเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลซ้ำต่อไป

ข้อจำกัดของการศึกษาในครั้งนี้ คือ เป็นการศึกษาระยะย้อนหลัง ทำให้ข้อมูลที่ได้จากกลุ่มตัวอย่างบางอย่างไม่ครบถ้วน จึงจำเป็นต้องตัดกลุ่มตัวอย่างดังกล่าวออกไป และการศึกษาในโรงพยาบาลระดับทั่วไปโรงพยาบาลเดียว ผลการศึกษาจึงอธิบายได้เฉพาะโรงพยาบาลที่มีลักษณะคล้ายคลึงกันเท่านั้น รวมไปถึงจำนวนการกลับเข้ารับการรักษาซ้ำค่อนข้างน้อยเมื่อเทียบกับจำนวนตัวแปรอิสระที่มีนัยสำคัญ ซึ่งอาจทำให้ผลการวิเคราะห์แบบจำลองไม่เสถียร จึงควรศึกษาเพิ่มเติมในกลุ่มตัวอย่างที่ใหญ่ขึ้นจากหลากหลายโรงพยาบาล เพื่อผลการวิจัยที่แม่นยำขึ้น ซึ่งจะสามารถอ้างอิงไปสู่ประชากรในวงกว้างขึ้น

เอกสารอ้างอิง

1. Tamma PD, Heil EL, Justo JA, Mathers AJ, Satlin MJ, Bonomo RA. Infectious diseases society of America 2024 guidance on the treatment of antimicrobial-resistant gram-negative infections. Clin Infect Dis. 2024;7:ciae403. doi: 10.1093/cid/ciae403.
2. Porat Y, Nashashibi J, Poran I, Paul M. Predictors of readmission following discharge of patients with gram-negative bacteremia: A retrospective cohort study. Open Forum Infect Dis. 2021;8(8):ofab373. doi: 10.1093/ofid/ofab373.
3. Parra-Plaza A, Ugarte A, Benavent E, García-Poutón N, Mujal A, Oltra MR, et al. Use of cefiderocol for carbapenem-resistant gram-negative infections in hospital at home: Multicentric real-world experience. Antibiotics (Basel). 2025;14(12):1216. doi: 10.3390/antibiotics14121216.
4. Avendano EE, Raman G, Chan J, McCann E. Burden of carbapenem non-susceptible infections in high-risk patients: Systematic literature review and meta-analysis. Antimicrob Resist Infect Control. 2020;9(1):193. doi: 10.1186/s13756-020-00858-8.
5. Burnham JP, Kwon JH, Olsen MA, Babcock HM, Kollef MH. Readmissions with multidrug-resistant infection in patients with prior multidrug resistant infection. Infect Control Hosp Epidemiol. 2018;39(1):12–9. doi: 10.1017/ice.2017.254.

6. Barrasa-Villar JI, Aibar-Remón C, Prieto-Andrés P, Mareca-Doñate R, Moliner-Lahoz J. Impact on morbidity, mortality, and length of stay of hospital-acquired infections by resistant microorganisms. *Clin Infect Dis*. 2017;65(4):644–52. doi: 10.1093/cid/cix411.
7. Dillon R, Burton T, Anderson AJ, Seare J, Puzniak L. Risk of relapse and readmission among hospitalized adults with carbapenem non-susceptible gram-negative infections. *Curr Med Res Opin*. 2023;39(6):881–8. doi: 10.1080/03007995.2023.2205227.
8. Alshehail BM, Alwezzeh MJ, Almalki HH, Alnimr A, Wali H, Al Jamea Z, et al. Recurrence, readmission, and key mortality predictors in patients with carbapenem-resistant Enterobacterales infections. *Diagnostics (Basel)*. 2025;15(23):2957. doi: 10.3390/diagnostics15232957.
9. Tabak YP, Sung A, Ye G, Vankeepuram L, Gupta V, McCann E. Attributable burden in patients with carbapenem-nonsusceptible gram-negative respiratory infections. *PLoS One*. 2020;15(2):e0229393. doi: 10.1371/journal.pone.0229393.
10. Almatroudi A. Biofilm resilience: Molecular mechanisms driving antibiotic resistance in clinical contexts. *Biology (Basel)*. 2025;14(2):165. doi.org/10.3390/biology14020165
11. Acbo A, Nissim YC, Waterloo M, Ismail O, Gonzalez J. The impact of hypoalbuminemia on antibiotic therapeutic outcomes: A focused review. *Curr Pharmacol Rep*. 2025;11(16). doi: 10.1007/s40495-025-00397-z.
12. Shao S, Yang J, Yin H, Zheng Y, Yu X, Zhou D, et al. Pathogen-specific hypoalbuminemia in patients with sepsis: A retrospective study with propensity score analysis. *Infect Drug Resist*. 2026;19:577402. doi: 10.2147/IDR.S577402.
13. Yang T, Li H, Xu X, An J, Zhang Z, Li B, et al. Colistin-based combination therapy versus monotherapy for carbapenem-resistant gram-negative bacterial infections: A systematic review and meta-analysis. *Front Cell Infect Microbiol*. 2026;15:1729919. doi: 10.3389/fcimb.2025.1729919.
14. Marino A, Augello E, Bellanca CM, Cosentino F, Stracquadanio S, La Via L, et al. Antibiotic therapy duration for multidrug-resistant gram-negative bacterial infections: An evidence-based review. *Int J Mol Sci*. 2025;26(14):6905. doi.org/10.3390/ijms26146905
15. Kengkla K, Wongsalap Y, Chaomuang N, Suthipinijtham P, Oberdorfer P, Saokaew S. Clinical and economic outcomes attributable to carbapenem-resistant enterobacterales and delayed appropriate antibiotic therapy in hospitalized patients. *Infect Control Hosp Epidemiol*. 2022;43(10):1349–59. doi: 10.1017/ice.2021.446.

16. Jiang W, Feng M, Cao L, Tang Y, Luo X, Dai A, et al. Economic burden of carbapenem-resistant organisms in critically ill patients: A multicenter, retrospective cohort study. *Infect Drug Resist.* 2025;18:6789–99. doi: 10.2147/IDR.S555843.
17. Inada-Kim M. NEWS2 and improving outcomes from sepsis. *Clin Med (Lond).* 2022;22(6):514–7. doi: 10.7861/clinmed.2022-0450.
18. Almutary A, Althunayyan S, Alenazi K, Alqahtani A, Alotaibi B, Ahmed M, et al. National early warning score (NEWS) as prognostic triage tool for septic patients. *Infect Drug Resist.* 2020;13:3843–51. doi: 10.2147/IDR.S275390.

คำแนะนำสำหรับผู้นิพนธ์ในการส่งบทความเพื่อลงตีพิมพ์

วารสารแพทย์เขต 4-5

วารสารแพทย์เขต 4-5 เป็นวารสารของชมรมแพทย์เขต 4-5 มีวัตถุประสงค์เพื่อเป็นสื่อกลางในการแลกเปลี่ยนความรู้ ความคิดเห็น ประสบการณ์ทางวิชาการด้านการแพทย์ และสาธารณสุข และเผยแพร่ผลงานทางวิชาการให้แก่ แพทย์ ทันตแพทย์ เภสัชกร และพยาบาล ของโรงพยาบาลในเครือข่ายเขตบริการสุขภาพที่ 5 ได้แก่ โรงพยาบาลในจังหวัดนครปฐม ราชบุรี สุพรรณบุรี กาญจนบุรี เพชรบุรี สมุทรสงคราม สมุทรสาคร ประจวบคีรีขันธ์ และเขตสุขภาพอื่นๆ

ประเภทและรูปแบบของบทความ

วารสารแพทย์เขต 4-5 ตีพิมพ์บทความประเภทต่างๆ ดังนี้

- 1.1 นิพนธ์ต้นฉบับ (Original Article)
- 1.2 รายงานผู้ป่วย (Case Report)
- 1.3 บทความพินิจ (Review Article)
- 1.4 ย่อเอกสาร (Selected Abstracts)

นิพนธ์ต้นฉบับ (Original Article) เป็นรายงานผลการศึกษาค้นคว้า วิจัย การเขียนเป็นบทหรือตอนตามลำดับดังนี้ ชื่อเรื่อง ชื่อผู้นิพนธ์ บทคัดย่อทั้งภาษาไทยและภาษาอังกฤษ คำสำคัญ บทนำ วิธีการศึกษา ผลการศึกษา วิจารณ์ สรุป กิตติกรรมประกาศ และเอกสารอ้างอิง

รายงานผู้ป่วย (Case Report) เป็นรายงานผู้ป่วยที่ไม่ธรรมดา หรือเป็นโรค หรือกลุ่มอาการใหม่ที่ไม่เคยรายงานมาก่อน หรือพบไม่บ่อย และต้องมีหลักฐานชัดเจนอย่างครบถ้วน บางครั้งรวมบันทึกเวชกรรม (clinical note) ซึ่งเป็นบทความรายงานผู้ป่วยที่มีลักษณะเวชกรรม (clinical feature) และ/หรือการดำเนินโรค (clinical course) ที่ไม่ตรงแบบ ที่พบไม่บ่อย รายงานผู้ป่วยประกอบด้วย บทคัดย่อ บทนำ รายงานผู้ป่วย วิจารณ์ หรือข้อสังเกต สรุป และเอกสารอ้างอิง

บทความพินิจ (Review Article) เป็นบทความที่รวบรวมความรู้เรื่องใดเรื่องหนึ่ง จากวารสารหรือหนังสือต่างๆ ทั้งในและต่างประเทศ ควรเป็นบทความที่ให้ความรู้ใหม่ รวบรวมสิ่งตรงพบใหม่ หรือเรื่องที่น่าสนใจที่ผู้อ่านนำไปประยุกต์ได้ หรือเป็นบทวิเคราะห์สถานการณ์โรคต่างๆ ประกอบด้วย บทนำ วิธีการสืบค้นข้อมูล เนื้อหาที่ทบทวน บทวิจารณ์ และเอกสารอ้างอิง

ย่อเอกสาร (Selected Abstracts) อาจย่อบทความภาษาต่างประเทศ หรือภาษาไทย ที่ตีพิมพ์ไม่เกิน 2 ปี

รูปแบบของบทความ

1. **ชื่อเรื่อง (Title)** ต้องมีทั้งภาษาไทยและภาษาอังกฤษ ควรสั้น กระชับ และสื่อเป้าหมายหลักของการศึกษา ไม่ใช่คำย่อ ชื่อไทยให้ใช้ภาษาไทยทั้งหมด ภาษาอังกฤษในชื่อให้แปลเป็นไทย ถ้าแปลไม่ได้ให้เขียนทับศัพท์ ถ้าเขียนทับศัพท์ไม่ได้ให้เขียนเป็นภาษาอังกฤษด้วยตัวพิมพ์เล็ก ยกเว้น ชื่อเฉพาะให้ใช้ตัวพิมพ์ใหญ่เฉพาะอักษรต้น ชื่ออังกฤษให้ใช้ตัวพิมพ์ใหญ่ในอักษรต้นทุกคำ ยกเว้นคำบุพบท

2. **ชื่อผู้พิมพ์และสังกัด (Author)** เขียน ชื่อ นามสกุล ปริญญา หรือคุณวุฒิสูงสุด และตัวย่อที่เป็นสากล ทั้งภาษาไทยและอังกฤษ ในกรณีที่มีผู้พิมพ์หลายคนให้เรียงชื่อตามลำดับความสำคัญที่แต่ละคนมีส่วนร่วม ในงานวิจัยนั้น ระบุชื่อสถานที่ทำงาน หรือหน่วยงานของผู้เขียนที่เป็นปัจจุบันภาษาไทยและภาษาอังกฤษ
3. **บทคัดย่อ (Abstract)** มีทั้งฉบับภาษาไทย และภาษาอังกฤษ โดยมีโครงสร้างอย่างย่อ ประกอบด้วย ความเป็นมา วัตถุประสงค์ (Objective) วิธีการศึกษา (การเก็บข้อมูล/กลุ่มตัวอย่าง/เครื่องมือที่ใช้ในการวิจัย/การวิเคราะห์ผล) (Methods) ผล (Results) สรุป (Conclusion) จำนวนไม่เกิน 300 คำ
4. **คำสำคัญ (Keywords)** ใส่ไว้ท้ายบทคัดย่อ เขียนเป็นคำ หรือวลี ทั้งภาษาไทยและภาษาอังกฤษ จำนวน 3 - 5 คำ เพื่อทำดัชนีสำหรับค้นคว้า ศึกษาจากเว็บไซต์ <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/mesh> (คำสำคัญแปลจาก key word)
5. **บทนำ (Introduction)** ให้ข้อมูลข้อสนเทศ และประเด็นสำคัญทางวิชาการ เป็นส่วนของบทความที่บอก เหตุผลนำไปสู่การศึกษา อธิบายให้ผู้อ่านรู้ว่าจะตอบคำถามอะไร และให้ระบุถึงวัตถุประสงค์ของการศึกษา เป็นในส่วนท้ายของบทนำ
6. **วิธีการศึกษา (Methods หรือ Material and Methods)** กล่าวถึงการออกแบบกลุ่มตัวอย่าง เครื่องมือที่ใช้เก็บรวบรวมข้อมูลและการวิเคราะห์ทางสถิติโดยเรียบเรียงตามขั้นตอน รวมทั้งสถานที่ทำการ ศึกษาและระยะเวลาที่ทำการการศึกษา
7. **ผลการศึกษา (Result)** รายงานและอธิบายผลที่สำคัญที่เป็นจริง ตามลำดับหัวข้อของแผนการศึกษา อย่างชัดเจน ดูได้ง่าย ถ้าผลไม่ซับซ้อนไม่มีตัวเลขมากให้บรรยายเป็นร้อยแก้ว แต่ถ้าตัวเลขมาก ตัวแปรมาก ควรใช้ตารางและภาพประกอบ (ไม่ควรเกิน 7 ตาราง หรือภาพ) ไม่ซ้ำซ้อนกับคำบรรยาย ในเนื้อเรื่องให้แปล ความหมายของผลที่ค้นพบ หรือวิเคราะห์ และสรุปเปรียบเทียบกับสมมติฐานที่วางไว้
 - **ตาราง** ชื่อตารางควรสั้น ได้ใจความ ระบุไว้ที่ด้านบนของตาราง เส้นตารางมีเฉพาะเส้นแนวนาง 3 เส้นที่ด้านบนสุด ด้านล่างสุด และเส้นกั้นหัวข้อตารางกับเนื้อหา ไม่ต้องทำเส้นแนวตั้ง เลย หัวคอลัมน์อธิบายข้อมูลในคอลัมน์สั้นๆ คำอธิบายเพิ่มเติมใส่ใต้ตาราง โดยใช้เครื่องหมาย เชิงอรรถ (footnote) ตามลำดับ ได้แก่ *, †, ‡, §, ||, ¶, **, ††, §§, ||||, ¶¶ เป็นต้น ไม่ต้อง ใส่คำว่า “หมายเหตุ” (remark) ที่ใต้ตาราง ข้อมูลในแถวไม่ต้องใส่เลข หรือ bullet ระบุ หน่วยไว้ที่ข้อมูล (คอลัมน์ซ้ายสุด) ไม่ระบุหน่วยหรือร้อยละ (%) ที่ตัวเลขข้อมูล

ตัวอย่างตาราง

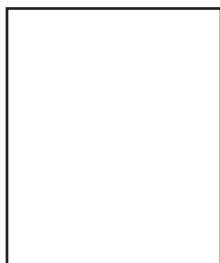
ตารางที่ 1 xxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxx

ข้อมูลพื้นฐาน	จำนวน (ร้อยละ)	P-value
1. xxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxx	00.0	.00
2. xxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxx	00.0	.00
3. xxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxxx	00.0	.00

* เนื้อหาในตาราง ใช้อักษร TH SarabunPSK ขนาด 14 point และใช้รูปแบบตารางตามภาพ

- **ภาพประกอบ** เตรียมเป็นไฟล์ดิจิทัล นามสกุล Jpeg หรือ tif ความละเอียด 300 dpi ขึ้นไป พร้อมคำบรรยายใต้ภาพ และลำดับที่ของภาพ สำหรับภาพบุคคล อาจบ่งบอกได้ว่าเป็นบุคคลใด ต้องแสดงหลักฐานการได้รับอนุญาตให้เผยแพร่จากเจ้าของภาพ ทั้งนี้ รูป ตาราง แผนภูมิควรเขียนเอง ไม่ลอกจากบทความอื่น หากจำเป็นต้องระบุที่มาและเอกสารสำเนาอนุญาตจากสำนักพิมพ์ต้นฉบับ/ผู้พิมพ์ด้วย

ตัวอย่างภาพประกอบ



ภาพที่ 1 xxxxxxxxxxxxxxxxxxxx (ใช้อักษร TH SarabunPSK ขนาด 14 point)

8. **วิจารณ์ (Discussion)** นำประเด็นที่สำคัญเป็นจริงของผลการวิจัย มาศึกษาอธิบายเรียงตามลำดับที่เสนอ เริ่มด้วยการวิจารณ์ผลการศึกษากับวัตถุประสงค์ สมมติฐานของการวิจัย หรือแตกต่างไปจากผลการศึกษาของผู้อื่นหรือไม่ อย่างไร เพราะเหตุใดจึงเป็นเช่นนั้น โดยมีหลักฐานอ้างอิงที่น่าเชื่อถือ วิจารณ์ผลที่ไม่ตรงตามคาดหวังอย่างไม่ปิดบัง บอกข้อเด่น ข้อด้อยของการศึกษา
9. **การจัดเอกสารอ้างอิงโดยใช้ระบบแวนคูเวอร์ (Vancouver style)** อ้างอิงไม่ควรเกิน 20 เล่ม โดยใช้ตัวเลขอารบิกเป็นตัวยก ไม่ต้องใส่วงเล็บหลังข้อความ หรือหลังชื่อบุคคลเจ้าของข้อความที่อ้างถึง โดยใช้หมายเลข 1 สำหรับเอกสารอ้างอิงอันดับแรก และเรียงต่อไปตามลำดับ ถ้าต้องการอ้างอิงซ้ำใช้หมายเลขเดิม

การเตรียมต้นฉบับ (สรุปไม่เกิน 12 หน้า)

ต้นฉบับพิมพ์คอลัมน์เดียว กระดาษพิมพ์ขนาด A4 โดยใช้โปรแกรม Microsoft Word บันทึกไฟล์เป็น Word 97-2003 ไม่ต้องจัดกั้นหลัง ใช้อักษร TH SarabunPSK ขนาด 16 พอยต์ กรอบของเนื้อหาห่างจากขอบด้านละ 1 นิ้ว ใส่หมายเลขหน้ากำกับทุกหน้าที่มีข้อความบน ตั้งระยะห่างบรรทัดเป็นหนึ่งเท่าเพื่อความสะดวกในการแก้ไขบทความ

การส่งต้นฉบับ

ส่งต้นฉบับบทความที่สรุปรวมเนื้อหาแล้ว ไม่เกิน 12 หน้า โดยบันทึกไฟล์ Word 97-2003 ส่งมายังอีเมลสำนักงานวารสารแพทย์ เขต 4-5 (journal.region45@gmail.com) ผู้พิมพ์และคณะ ลงลายมือชื่อเป็นหลักฐานรับรองผลงานในหนังสือรับรองความเป็นเจ้าของตามแบบฟอร์มที่กำหนด พร้อมระบุสัดส่วนความรับผิดชอบในผลงานของแต่ละคน รวมทั้งข้อมูลวิธีการติดต่อ ได้แก่ หมายเลขโทรศัพท์ สังกัดที่ทำงาน หมายเลขโทรศัพท์มือถือ และ E-mail เพื่อการติดต่อกลับ

ทางสำนักงานวารสารฯ จะส่งบทความให้ผู้ทรงคุณวุฒิประเมินบทความ 3 ท่าน และจะติดต่อผู้นิพนธ์
ในกรณีแก้ไขจากผู้ทรงคุณวุฒิพิจารณาบทความ (ประมาณ 1 – 2 เดือน หลังจากได้รับบทความ) เพื่อให้
ทางผู้นิพนธ์นำไปดำเนินการแก้ไข

การตีพิมพ์บทความในวารสารแพทย์เขต 4-5 มีค่าบริการตอบบทความเรื่องละ 5,000 บาท ชำระ
ค่าบริการจะดำเนินการหลังจากบทความที่ได้รับการพิจารณาลงตีพิมพ์ ทางกองบรรณาธิการจะส่งวารสาร
ให้ผู้นิพนธ์ 2 ฉบับ และสำเนาบทความ 4 ชุด (เฉพาะผู้นิพนธ์ชื่อแรก)

ชื่อบัญชี **ชมรมแพทย์เขต 6-7 สนับสนุนการจัดทำวารสาร**
ธนาคารกรุงไทย สาขานครปฐม
เลขที่บัญชี 701-0-23446-9

กำหนดการพิมพ์บทความ

วารสารแพทย์เขต 4-5 จะดำเนินการตีพิมพ์บทความตามลำดับการลงทะเบียน โดยมีการใช้เวลา
ในการทบทวนจากผู้ทรงคุณวุฒิ (reviewers) แต่ทั้งนี้ หากบทความจำเป็นต้องได้รับการแก้ไข กำหนด
การตีพิมพ์อาจจะเร็วหรือช้า ขึ้นกับระยะเวลาที่เจ้าของบทความใช้ในการปรับปรุงแก้ไขเนื้อหาในบทความ

ที่อยู่ **สำนักงานวารสารแพทย์ เขต 4-5**
ห้องสมุดโรงพยาบาลนครปฐม
196 ถนนเทศบาล ตำบลพระปฐมเจดีย์ อำเภอเมือง จังหวัดนครปฐม 73000
โทรศัพท์ : 034-240-069 , 034-240-000 ต่อ 1137
E-mail : journal.region45@gmail.com

วารสารแพทย์เขต 4-5

หนังสือรับรองความเป็นเจ้าของบทความและยินยอมให้ตีพิมพ์

ชื่อบทความ

ชื่อผู้พิมพ์

เงื่อนไขในการตีพิมพ์บทความ

1. บทความที่ได้รับการตีพิมพ์ถือเป็นสมบัติของวารสารแพทย์เขต 4-5 จะนำไปตีพิมพ์อีกไม่ได้
2. ผู้พิมพ์ให้คำรับรองว่าเป็นผู้พิมพ์บทความนี้โดยไม่เคยนำบทความดังกล่าว หรือเนื้อหาที่ส่วนใหญ่เหมือนกันกับบทความนี้ไปลงตีพิมพ์มาก่อน ยกเว้นในรูปของบทความย่อ
3. ผู้ร่วมพิมพ์ได้มีส่วนร่วมในผลงานของบทความนี้มีส่วนร่วมในการจัดทำบทความ ตลอดจนได้ตรวจบทความนี้อย่างถี่ถ้วน และยินยอมที่จะให้ตีพิมพ์บทความนี้
4. ผู้พิมพ์ยินยอมให้กองบรรณาธิการและคณะกรรมการและแก้ไขข้อความให้ถูกต้องตามหลักภาษาไทยและความเหมาะสม
5. ผู้พิมพ์มีความพร้อมที่จะแสดงข้อมูลในบทความให้แก่บรรณาธิการและคณะกรรมการที่ต้องการ

ข้าพเจ้าได้อ่านและทำความเข้าใจเงื่อนไขข้างต้นเป็นอย่างดี และยืนยันที่จะส่งบทความนี้ลงตีพิมพ์ พร้อมทั้งได้ลงลายมือชื่อเป็นหลักฐานดังนี้

ลายเซ็น	ชื่อเต็ม	วันที่
ลายเซ็น	ชื่อเต็ม	วันที่
ลายเซ็น	ชื่อเต็ม	วันที่
ลายเซ็น	ชื่อเต็ม	วันที่
ลายเซ็น	ชื่อเต็ม	วันที่
ลายเซ็น	ชื่อเต็ม	วันที่
ลายเซ็น	ชื่อเต็ม	วันที่



วารสารแพทย์ เขต ๔-๕



ห้องสมุดโรงพยาบาลนครปฐม



034-240-069



journal.region45@gmail.com



<https://he02.tci-thaijo.org/index.php/reg45>