

ปัจจัยทำนายการเข้ารับบริการบำบัดซ้ำของผู้ติดยาเสพติดในระบบบริการสาธารณสุขไทย ปีงบประมาณ 2566-2568

การวิเคราะห์ข้อมูลขนาดใหญ่เพื่อการพัฒนาารูปแบบการดูแลต่อเนื่องในชุมชน

วันที่รับ: 28 สิงหาคม 2569

วันที่แก้ไข: 19 กันยายน 2569

วันที่ตอบรับ: 21 กันยายน 2569

สุรพงษ์ ผานาค¹

บทคัดย่อ

บทนำ: การกลับเข้ารับบริการบำบัดยาเสพติดซ้ำเป็นผลลัพธ์ด้านบริการที่สะท้อนความต้องการดูแลต่อเนื่อง แต่ไม่เท่ากับการกลับไปใช้ยาเสพติดซ้ำทั้งหมด หลักฐานระดับประเทศของไทยเกี่ยวกับปัจจัยทำนาย สมรรถนะของแบบจำลอง และการพัฒนารูปแบบการดูแลต่อเนื่องยังมีจำกัด

วัตถุประสงค์: เพื่อประมาณและเปรียบเทียบสัดส่วนการกลับเข้ารับบริการซ้ำภายใน 365 วัน วิเคราะห์ปัจจัยที่สัมพันธ์กับระยะเวลาจนเกิดเหตุการณ์ สร้างและตรวจสอบสมรรถนะเชิงเวลาของแบบจำลองทำนาย และสังเคราะห์ข้อเสนอเชิงแนวคิดของการดูแลต่อเนื่องในชุมชน

วิธีการศึกษา: การศึกษาติดตามย้อนหลังจากข้อมูลระบบ บสต. ระดับประเทศ กำหนดครั้งรับบริการตั้งต้น คนละหนึ่งครั้งที่สุดในปีงบประมาณ 2566–2567 ติดตาม 365 วันด้วยข้อมูลถึง 30 กันยายน 2568 วิเคราะห์ด้วย Kaplan–Meier และ Cox proportional hazards model ร่วมกับ piecewise Cox สำหรับตัวแปรที่ละเมิดสมมติฐาน ใช้ปีงบประมาณ 2566 เป็นชุดพัฒนาและปีงบประมาณ 2567 เป็นชุดตรวจสอบเชิงเวลา เปรียบเทียบแบบจำลองจำแนกผลลัพธ์และแบบจำลองเวลาเกิดเหตุการณ์อย่างละ 3 แบบ รายงานตามแนวทาง TRIPOD+AI แล้วสังเคราะห์ข้อเสนอเชิงแนวคิดร่วมกับหลักฐานด้านการดูแลต่อเนื่องในชุมชน

ผลการศึกษา: ประชากรศึกษา 195,452 คน กลับเข้ารับบริการซ้ำ 21,715 คน ร้อยละ 11.11 โดยปีงบประมาณ 2566 ร้อยละ 7.64 และปีงบประมาณ 2567 ร้อยละ 14.38 มีฐานระยะเวลาจนเกิดเหตุการณ์ 173 วัน ปัจจัยที่สัมพันธ์กับอัตราอันตรายเพิ่มขึ้น ได้แก่ การใช้ฝิ่น (AHR 2.025) หรือเฮโรอีน (1.816) เป็นยาเสพติดหลัก การจำหน่ายครบโปรแกรมแต่ยังเสพ (1.800) การยังไม่ได้ประเมินสถานะเมื่อจำหน่าย (1.685) การบำบัดแบบผู้ป่วยใน (1.580) ประวัติบำบัด และประวัติรักษาสุขภาพจิต โดยความเสี่ยงส่วนเกินกระจุกตัวในช่วง 30 วันแรก หลังจำหน่าย Random Forest และ XGBoost ให้ AUROC 0.664 และ 0.662 ค่าทำนายผลบวกของ Random Forest ร้อยละ 22.63 ส่วน XGBoost-AFT ให้ C-index 0.652 ทุกแบบจำลองจำแนกได้จำกัดทำนายความเสี่ยงต่ำกว่าที่สังเกตจริง และมีสมรรถนะต่ำสุดในกลุ่มผู้ใช้ฝิ่นและเฮโรอีน

สรุป: สัดส่วนที่ระบบตรวจพบแตกต่างกันระหว่างสองปี แต่ไม่อาจสรุปเป็นแนวโน้มหรือความสัมพันธ์เชิงสาเหตุ และแบบจำลองยังไม่พร้อมใช้ตัดสินใจรายบุคคล ข้อค้นพบใช้ประกอบการประเมินความต้องการการวางแผนติดตามหลังจำหน่าย และการพัฒนาระบบบริการ การสังเคราะห์นำไปสู่กรอบการดูแลต่อเนื่องในชุมชนแบบบูรณาการตามระดับความเสี่ยง 365 วัน (IR-CCM 365) ซึ่งมีองค์ประกอบบริการ 8 ด้าน ความเสี่ยง 3 ระดับ และช่วงติดตาม 4 ช่วง เป็นข้อเสนอตั้งต้นที่ต้องผ่านการออกแบบร่วม การตรวจสอบความตรง และการประเมินประสิทธิผลก่อนนำไปใช้

คำสำคัญ: การกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำ, การดูแลต่อเนื่องในชุมชน, การบำบัดยาเสพติด, ข้อมูลขนาดใหญ่, แบบจำลองทำนาย

¹ นายแพทย์ชำนาญการพิเศษ โรงพยาบาลภูเวียง สำนักงานสาธารณสุขจังหวัดขอนแก่น, 136 หมู่ 3 ตำบลภูเวียง อำเภอภูเวียง จังหวัดขอนแก่น 40150, โทรศัพท์ 08 8573 4099, E-mail: kangjude@gmail.com

Predictors of Narcotic Use Treatment Readmission in the Thai Public Health Service System, Fiscal Years 2023-2025: A Big Data Analysis for Developing Continuous Care Models in the Community

Received: 28 August 2026

Revised: 19 September 2026

Accepted: 21 September 2026

Surapong Bhanak¹

Abstract

Background: Readmission to narcotic use treatment is a system-detected service outcome reflecting both unmet needs for continuing care and the system's capacity to bring people back into treatment; it is not equivalent to relapse. Thai national evidence on predictors, model performance, and the translation of such findings into continuing care models remains limited.

Objectives: To estimate and compare 365-day readmission proportions, analyse factors associated with time to readmission, develop and temporally validate prediction models, and synthesise a conceptual proposal for community continuing care.

Methods: This retrospective cohort used national data from Thailand's narcotic treatment and rehabilitation information system. One index episode per person, closed during fiscal years 2023-2024, was followed for 365 days using data through 30 September 2025. Kaplan-Meier and Cox proportional hazards models were applied, with piecewise Cox analysis for variables violating the proportional hazards assumption. Fiscal year 2023 formed the development set and fiscal year 2024 the temporal validation set. Three classification and three time-to-event models were compared, assessing discrimination and calibration following TRIPOD+AI. Findings were then synthesised with evidence on continuity of care and community-based treatment.

Results: Among 195,452 people, 21,715 (11.11%; 95% CI 10.97-11.25) were readmitted within 365 days: 7.64% in fiscal year 2023 and 14.38% in fiscal year 2024. Median time to readmission was 173 days. Factors associated with higher hazards included primary opium use (AHR 2.025) or heroin use (1.816), discharge after programme completion with ongoing use (1.800), unassessed use status at discharge (1.685), inpatient treatment (1.580), previous treatment, and mental health treatment history, with excess hazard concentrated in the first 30 days after discharge. Random Forest and XGBoost achieved AUROC 0.664 and 0.662, with a positive predictive value of 22.63% for Random Forest, and XGBoost-AFT achieved a C-index of 0.652. All models showed limited discrimination, underestimated observed risk, and performed worst among people using opium or heroin.

Conclusions: The between-year difference establishes neither a trend nor causality, and the models are not ready for individual decision-making. The findings can inform needs assessment, post-discharge follow-up planning, and continuing care development. The synthesis produced an Integrated Risk-Stratified Community Continuing Care Model (IR-CCM 365) specifying eight service components, three risk tiers, and four follow-up windows, offered as an initial conceptual proposal requiring co-design, content validation, feasibility testing, and effectiveness evaluation before implementation.

Keywords: treatment readmission, community continuing care, narcotic use treatment, prediction model, big data

¹ Senior Professional Level Medical Doctor, Phu Wiang Hospital, Khon Kaen Provincial Health Office, 136 Moo 3, Phu Wiang Sub-district, Phu Wiang District, Khon Kaen 40150, Thailand, Tel: 08 8573 4099, E-mail: kangjude@gmail.com

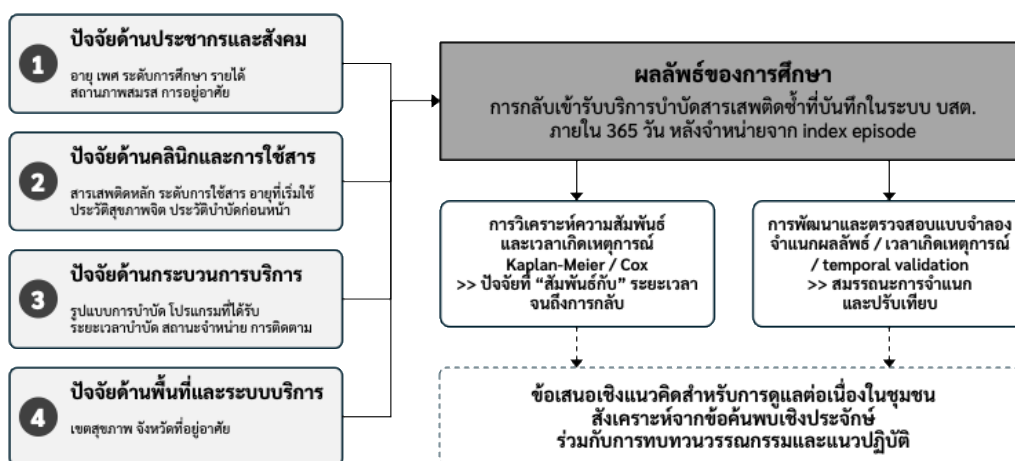
บทนำ

ปัญหาการใช้ยาเสพติดส่งผลกระทบต่อสุขภาพ เศรษฐกิจ และสังคมของประเทศไทย ภายหลัง ประมวลกฎหมายยาเสพติด พ.ศ. 2564 ระบบบริการ มุ่งให้ผู้มีปัญหาการใช้ยาเสพติดเข้ารับการบำบัด พิ้นฟูและติดตามต่อเนื่องมากกว่าการลงโทษ^{1,2} ขณะที่การสำรวจครัวเรือนระดับประเทศยังคงคาด ประมาณว่ามีประชากรผู้ใช้ยาเสพติดอีกจำนวนหนึ่ง ที่ไม่ได้เข้าสู่ระบบบริการ³ การกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำ เป็นตัวชี้วัดด้านการใช้บริการหลังจำหน่ายที่ช่วยสะท้อน ทั้งความต้องการดูแลต่อเนื่องและความสามารถของระบบ ในการนำผู้รับบริการกลับเข้าสู่การรักษา อย่างไรก็ตาม ผลลัพธ์นี้ไม่เท่ากับการกลับไปใช้ยาเสพติดทั้งหมด เพราะผู้ที่กลับไปใช้ยาเสพติดแต่ไม่เข้าสู่บริการจะไม่ถูก ตรวจพบ และการกลับเข้ารับบริการบางครั้งอาจสะท้อน การเข้าถึงระบบที่เหมาะสม

หลักฐานไทยจำนวนมากมุ่งศึกษาการหยุดใช้ ยาเสพติดหรือการกลับไปใช้ยาเสพติดซ้ำในพื้นที่ หรือหน่วยบริการเฉพาะ⁴⁻⁶ ขณะที่งานต่างประเทศ เกี่ยวกับการกลับเข้ามาบำบัดซ้ำแสดงความสัมพันธ์ กับอายุ สถานภาพทางสังคม ประวัติทางจิตเวช ชนิดยาเสพติด การจบโปรแกรม และการใช้บริการ

ก่อนหน้านี้⁷⁻¹⁰ แต่ผลลัพธ์และระบบบริการแตกต่าง จากบริบทไทย จึงยังขาดหลักฐานระดับประเทศที่ กำหนดผลลัพธ์เป็นการกลับเข้ารับบริการซ้ำโดยตรง วิเคราะห์เวลาเกิดเหตุการณ์ และเปรียบเทียบ แบบจำลองสถิติพื้นฐานกับการเรียนรู้ของเครื่อง โดยตรวจสอบต่างช่วงเวลา

กรอบแนวคิดการวิจัยนี้สังเคราะห์จาก หลักฐานเกี่ยวกับการใช้บริการสุขภาพและความต่อเนื่อง ของการดูแล โดยจัดปัจจัยที่มีอยู่ในระบบ บสต. เป็น 4 กลุ่ม ได้แก่ ปัจจัยด้านประชากรและสังคม ปัจจัยด้านคลินิกและการใช้ยาเสพติด ปัจจัย ด้านกระบวนการบริการ และปัจจัยด้านพื้นที่ หรือระบบบริการ (ภาพที่ 1) ปัจจัยดังกล่าวอาจสัมพันธ์ กับระยะเวลาจนถึงการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำ ภายใน 365 วัน การศึกษาวิเคราะห์ทั้งความสัมพันธ์ ด้วยแบบจำลอง Cox proportional hazards และความสามารถในการทำนายด้วยแบบจำลอง ทางสถิติและการเรียนรู้ของเครื่อง¹¹ โดยประเมิน สมรรถนะด้านการจำแนกและการเปรียบเทียบ¹² ผลการวิเคราะห์ใช้เป็นหลักฐานเบื้องต้นประกอบ การเสนอแนวทางพัฒนาระบบดูแลต่อเนื่องใน ชุมชน^{13,14} มิใช่หลักฐานยืนยันความสัมพันธ์เชิงสาเหตุ หรือประสิทธิภาพของรูปแบบบริการ



ภาพที่ 1 กรอบแนวคิดการวิจัย

วัตถุประสงค์

1. เพื่อประมาณและเปรียบเทียบสัดส่วนสะสม ของการกลับเข้ารับบริการบำบัดยาเสพติดซ้ำที่บันทึก

ในระบบภายใน 365 วัน ระหว่างผู้สิ้นสุดการบำบัด ในปีงบประมาณ 2566 และ 2567

2. เพื่อวิเคราะห์ปัจจัยด้านประชากรและสังคม ด้านคลินิกและการใช้ยาเสพติด ด้านกระบวนการ

บริการ และด้านพื้นที่หรือระบบบริการ ซึ่งสัมพันธ์กับระยะเวลาจนถึงการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำภายใน 365 วัน

3. เพื่อสร้าง เปรียบเทียบ และตรวจสอบสมรรถนะเชิงเวลาของแบบจำลองจำแนกผลลัพธ์และแบบจำลองเวลาเกิดเหตุการณ์ สำหรับทำนายการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำภายใน 365 วัน โดยใช้ข้อมูลต่างช่วงเวลาภายในระบบข้อมูลเดียวกัน

4. เพื่อสังเคราะห์ข้อเสนอเชิงแนวคิดของรูปแบบการดูแลต่อเนื่องในชุมชนจากข้อค้นพบเชิงประจักษ์ ร่วมกับการทบทวนวรรณกรรมและแนวปฏิบัติที่เกี่ยวข้อง

วิธีการศึกษา

รูปแบบการศึกษาและแหล่งข้อมูล

การศึกษานี้เป็นการศึกษาติดตามย้อนหลัง (retrospective cohort study) โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิระดับประเทศจากระบบข้อมูลการบำบัดรักษาและฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติดของประเทศ (บสต.) ซึ่งครอบคลุมสถานพยาบาลและหน่วยบำบัดฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติดทุกประเภทที่ขึ้นทะเบียนในใช้งานระบบ ได้แก่ ศูนย์คัดกรองสถานพยาบาล สถานฟื้นฟูสมรรถภาพผู้ติดยาเสพติด และศูนย์ฟื้นฟูสภาพทางสังคม ภายใต้สังกัดกระทรวงสาธารณสุขและหน่วยงานภาคีทั่วประเทศ โดยหน่วยบริการเป็นผู้บันทึกข้อมูลรายครั้งรับบริการตามคู่มือการใช้งานระบบ และเชื่อมโยงทะเบียนของบุคคลเดียวกันด้วยเลขประจำตัวประชาชน¹⁵ ระหว่างวันที่ 1 ตุลาคม 2565 ถึงวันที่ 30 กันยายน 2568 ผู้ดูแลระบบเป็นผู้เชื่อมโยงข้อมูลการรับบริการ สร้างรหัสแทนบุคคล และนำชื่อ เลขประจำตัวประชาชน ที่อยู่ และข้อมูลติดต่อออกก่อนส่งมอบให้ผู้วิจัย ข้อมูลที่ใช้วิเคราะห์ จึงไม่มีตัวระบุบุคคลโดยตรงและไม่มีตารางสำหรับเชื่อมโยงกลับไปยังเจ้าของข้อมูล

ประชากร หน่วยวิเคราะห์ และผลลัพธ์

ประชากรศึกษา ได้แก่ ผู้รับบริการที่มีครั้งรับบริการตั้งต้น (index episode) สิ้นสุดระหว่างวันที่ 1 ตุลาคม 2565 ถึงวันที่ 30 กันยายน 2567 และมีข้อมูลเพียงพอสำหรับติดตามการเริ่มครั้งรับบริการใหม่ ภายใน 365 วัน โดยใช้ข้อมูลติดตามถึงวันที่ 30 กันยายน 2568

หน่วยวิเคราะห์คือบุคคล โดยกำหนดให้แต่ละบุคคลมี index episode เพียงหนึ่งครั้ง ในกรณีที่ผู้รับบริการมีหลายครั้งรับบริการในช่วงเวลาที่ศึกษา จะเลือกครั้งที่สิ้นสุด (จำหน่าย) เป็นลำดับแรก และหากมีวันสิ้นสุดตรงกันหลายครั้ง จะเลือกครั้งที่มีการเริ่มบริการเร็วที่สุด เพื่อให้จุดเริ่มต้นของทุกคนถูกกำหนดด้วยกฎเดียวกัน และป้องกันการรั่วไหลของข้อมูลจากเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นภายหลัง ในกรณีที่มีการรับบริการหลายครั้ง ข้อมูลตั้งต้นจำนวน 195,698 ระเบียบ หลังใช้เกณฑ์คัดเลือกเหลือประชากรสำหรับการวิเคราะห์ จำนวน 195,452 คน แบ่งเป็นชุดพัฒนาจากผู้สิ้นสุดการบำบัดในปีงบประมาณ 2566 จำนวน 94,862 คน และชุดตรวจสอบเชิงเวลาจากปีงบประมาณ 2567 จำนวน 100,590 คน โดยตรวจสอบไม่ให้บุคคลเดียวกันปรากฏซ้ำระหว่างสองชุดข้อมูล

เกณฑ์คัดเข้า ได้แก่ มี index episode สิ้นสุดในช่วงเวลาที่กำหนด มีวันเริ่มและวันสิ้นสุดการบำบัด มีอายุ 10–100 ปี คัดออกระเบียบที่เสียชีวิตภายใน index episode วันเริ่มบำบัดขาดหายหรืออยู่หลังวันจำหน่าย และวันที่สรุปการบำบัดอยู่นอกช่วง index episode โดยไม่ใช้ความครบถ้วนของตัวแปรทำนายเป็นเงื่อนไขคัดออก

ผลลัพธ์หลัก คือ การกลับเข้ารับบริการบำบัดยาเสพติดซ้ำภายใน 365 วัน หมายถึง การเริ่มครั้งรับบริการใหม่ที่บันทึกในระบบ บสต. ภายหลังจากจำหน่ายจากครั้งรับบริการตั้งต้น (index episode) โดยไม่นับการส่งต่อ การย้ายหน่วยบริการ หรือการเปลี่ยนรูปแบบบริการในแผนการรักษาเดียวกัน จำแนกเหตุการณ์โดยใช้ตัวแปร “การเกิดเหตุการณ์” และ “รหัสแทนบุคคล” ในการเชื่อมโยงทะเบียน ส่วนระยะเวลาจนเกิดเหตุการณ์นับจากวันจำหน่ายถึงวันเริ่มรับบริการใหม่ครั้งแรก ระเบียบที่ไม่พบเหตุการณ์ถูกหยุดติดตามเมื่อครบ 365 วันหรือวันที่ 30 กันยายน 2568 แล้วแต่ว่าวันใดมาถึงก่อน เหตุการณ์ที่เกิดในวันเดียวกับวันจำหน่ายกำหนดระยะเวลาเป็น 0.5 วัน และวิเคราะห์ความไวโดยตัดเหตุการณ์ดังกล่าวรวมทั้งกำหนดช่วงปลอดเหตุการณ์ 7 และ 14 วัน ผลการวิเคราะห์แสดงไว้ในตารางที่ 3 ทั้งนี้ ผลลัพธ์นี้ครอบคลุมเฉพาะการกลับเข้ารับบริการที่ระบบ บสต.

ตรวจพบ ไม่ครอบคลุมการกลับไปใช้ยาเสพติด โดยไม่เข้าสู่บริการ การรับบริการนอกระบบ หรือการเสียชีวิตภายหลังจำหน่าย จึงไม่สามารถตีความเทียบเท่ากับการกลับไปใช้ยาเสพติดซ้ำทั้งหมดได้

ตัวแปรและการจัดการข้อมูลสูญหาย

ตัวแปรครอบคลุม 4 กลุ่มตามกรอบแนวคิด โดยใช้เฉพาะตัวแปรที่บันทึกก่อน หรือ ณ วันจำหน่าย เพื่อป้องกันการรั่วไหลของข้อมูล ตัวแปรอาการทางจิต ฆาตหายร้อยละ 99.53 จึงไม่นำเข้าแบบจำลองหลัก ส่วนรูปแบบการบำบัด จำนวนการติดตาม และประเภทการจำหน่าย ฆาตหายร้อยละ 28.02, 25.04 และ 25.03 ในปีงบประมาณ 2566 และลดลงเหลือร้อยละ 22.57, 14.34 และ 14.32 ในปีงบประมาณ 2567 แสดงว่าความฆาตหายสัมพันธ์กับกระบวนการบันทึกมิใช่การฆาตหายแบบสุ่มสมบูรณ์ ตัวแปรกลุ่มที่ฆาตหายจัดเป็นหมวด “ไม่ระบุ” และแทนค่าตัวแปรต่อเนื่องด้วยมัธยฐานของชุดพัฒนาร่วมกับตัวบ่งชี้การฆาตหาย เพื่อคงประชากรไว้ครบและเลี่ยงอคติจากการวิเคราะห์เฉพาะผู้มีข้อมูลครบ จึงวิเคราะห์ความไวเปรียบเทียบกลุ่มข้อมูลครบกับกลุ่ม “ไม่ระบุ” เพิ่มเติมด้วย

การวิเคราะห์ข้อมูลและการสร้างแบบจำลองทำนาย

วิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรม Python รุ่น 3.12 (แพ็คเกจหลัก ได้แก่ pandas, NumPy, statsmodels, scikit-learn, XGBoost และ PyTorch) ตัวแปรกลุ่มนำเสนอด้วยจำนวนและร้อยละ ส่วนตัวแปรต่อเนื่องนำเสนอด้วยมัธยฐานและช่วงควอไทล์ เปรียบเทียบลักษณะประชากรระหว่างชุดพัฒนาและชุดตรวจสอบด้วยค่าความแตกต่างมาตรฐาน (standardized mean difference: SMD) โดยกำหนดค่าสัมบูรณ์ของ SMD ตั้งแต่ 0.10 ขึ้นไปว่าแสดงถึงความแตกต่างที่ควรพิจารณา โดยใช้เป็นเกณฑ์เชิงพรรณนา ไม่ใช่เกณฑ์นัยสำคัญทางสถิติ¹⁶

วิเคราะห์ระยะเวลาตั้งแต่วันจำหน่ายจาก index episode จนถึงเริ่มครั้งรับบริการใหม่ ภายใน 365 วัน ด้วยวิธี Kaplan–Meier และวิเคราะห์ปัจจัยที่สัมพันธ์กับระยะเวลาจนเกิดเหตุการณ์ด้วย Cox proportional hazards model รายงาน crude hazard ratio และ adjusted hazard ratio

พร้อมช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 ตรวจสอบสมมติฐาน proportional hazards ด้วย Schoenfeld residuals ในตัวอย่างสุ่ม 25,000 คน โดยแปลงเวลาแบบ rank สำหรับตัวแปรที่ละเมิดสมมติฐานได้วิเคราะห์เพิ่มเติมด้วย piecewise Cox ซึ่งแบ่งช่วงติดตามเป็น 0–30, 31–90, 91–180 และ 181–365 วัน ด้วยการขยายข้อมูลเป็นรายช่วงเวลา (person-period splitting) รวม 760,290 แถว และใส่พจน์ปฏิสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ละเมิดสมมติฐานกับช่วงเวลาเพื่อประมาณค่า adjusted hazard ratio แยกตามช่วงเวลา

การสร้างแบบจำลองใช้ข้อมูลปีงบประมาณ 2566 เป็นชุดพัฒนา และข้อมูลปีงบประมาณ 2567 เป็นชุดตรวจสอบเชิงเวลา โดยตรวจสอบไม่ให้เกิดอคติเดียวกันปรากฏในทั้งสองชุดข้อมูล ขั้นตอนการเตรียมข้อมูล การเข้ารหัสตัวแปร และการแทนค่าข้อมูลสูญหายดำเนินการโดย Pipeline และ ColumnTransformer โดยแทนค่าตัวแปรต่อเนื่องด้วยมัธยฐานร่วมกับตัวบ่งชี้การฆาตหาย และปรับมาตราส่วน ส่วนตัวแปรกลุ่มแทนค่าที่ฆาตหายเป็น “ไม่ระบุ” และเข้ารหัสแบบ one-hot และเรียนรู้จากชุดพัฒนาเท่านั้น เพื่อป้องกันการรั่วไหลของข้อมูล

แบบจำลองจำแนกผลลัพธ์ประกอบด้วย Logistic Regression, Random Forest และ XGBoost ส่วนแบบจำลองเวลาเกิดเหตุการณ์ประกอบด้วย Cox proportional hazards, XGBoost-AFT และ DeepSurv กำหนดค่าพารามิเตอร์ของแต่ละแบบจำลองโดยการกำหนดค่าคงที่ไว้ล่วงหน้าในสคริปต์วิเคราะห์ โดยไม่ได้ค้นหาค่าพารามิเตอร์ที่เหมาะสมจากชุดตรวจสอบ และตรวจสอบภายในชุดพัฒนาด้วย stratified 3-fold cross-validation กำหนดค่าจุดตัดสำหรับจำแนกผลลัพธ์ด้วยวิธี Youden index สูงสุดจากค่าทำนายแบบ out-of-fold ในชุดพัฒนา

ประเมินแบบจำลองจำแนกผลลัพธ์ด้วย AUROC, AUPRC, Brier score, sensitivity, specificity, positive predictive value, negative predictive value, calibration

intercept และ calibration slope โดยประมาณ ช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ด้วยวิธี bootstrap จำนวน 200 ครั้ง ประเมินแบบจำลองเวลาเกิดเหตุการณ์ด้วย Harrell's C-index, mean time-dependent AUC และ integrated Brier score รวมทั้งเปรียบเทียบความเสี่ยงที่ทำนายกับความเสี่ยงที่สังเกต ณ 365 วัน การรายงานและการประเมินแบบจำลองอ้างอิงแนวทาง TRIPOD+AI¹⁷ และใช้ PROBAST+AI¹⁸ เป็นกรอบพิจารณาความเสี่ยงของอคติและความเหมาะสม การตรวจสอบครั้งนี้เป็นการตรวจสอบเชิงเวลาภายในระบบข้อมูลเดียวกัน ไม่ใช่การตรวจสอบแบบจำลองกับประชากรหรือระบบข้อมูลภายนอก¹⁹

การใช้ปัญญาประดิษฐ์

ผู้วิจัยใช้โปรแกรมปัญญาประดิษฐ์ OpenAI Codex Desktop (แบบจำลอง GPT-5.6-sol) เพื่อช่วยดำเนินการด้านการจัดทำและตรวจแก้ชุดคำสั่งภาษา Python การจัดทำตารางและภาพ การสรุปผล และการตรวจแก้ภาษา ผู้วิจัยเป็นผู้กำหนดคำถาม วางแผนการวิเคราะห์ ตรวจสอบความถูกต้องของผลลัพธ์ตีความ และรับผิดชอบข้อสรุปทั้งหมด ไม่มีการส่งข้อมูลรายบุคคลหรือข้อมูลที่สามารถระบุตัวบุคคลเข้าสู่ระบบปัญญาประดิษฐ์ภายนอก ทั้งนี้ การเปิดเผยการใช้ปัญญาประดิษฐ์เป็นไปตามนโยบายของวารสารจริยธรรมการวิจัย

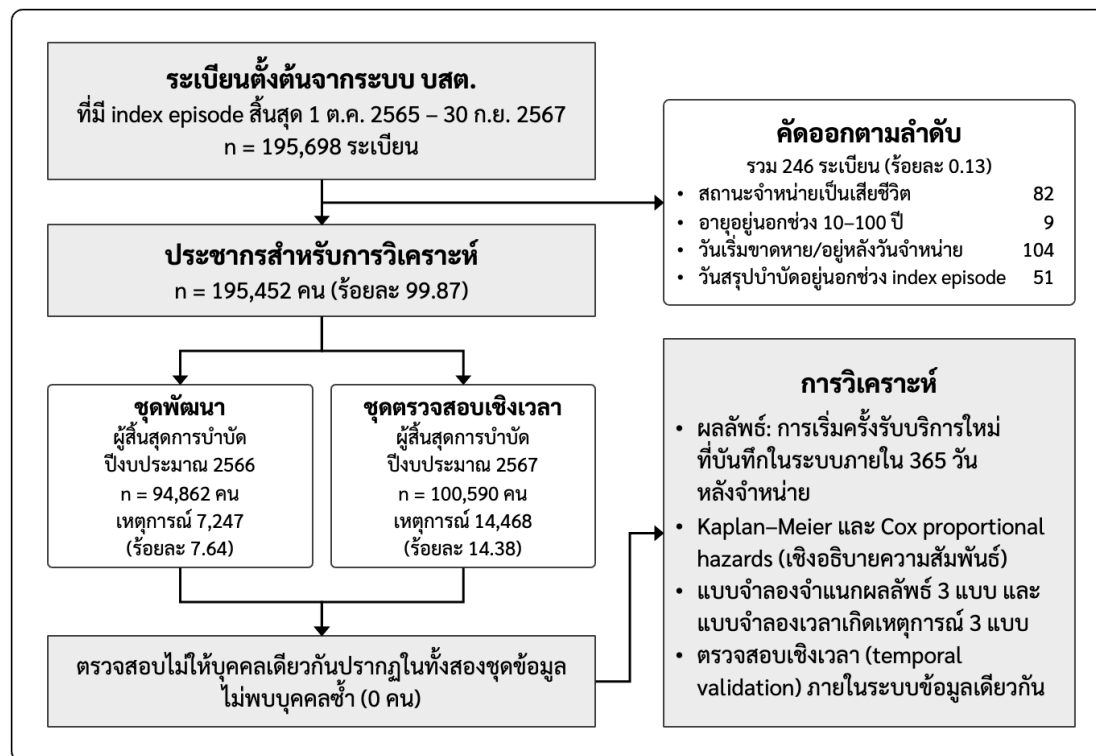
โครงการวิจัยนี้ได้รับการรับรองโดยคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยเกี่ยวกับมนุษย์ สำนักงานสาธารณสุขจังหวัดขอนแก่น ตามกระบวนการพิจารณาแบบยกเว้น (Exemption Review) เลขที่โครงการ REC 690062 หนังสือรับรองเลขที่ COE 041/2569 ลงวันที่ 20 กรกฎาคม 2569 และมีระยะเวลา

รับรองถึงวันที่ 19 กรกฎาคม 2570 การศึกษานี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิที่ได้รับอนุญาตจากผู้ควบคุมข้อมูล โดยนำข้อมูลที่สามารถระบุตัวบุคคลออกและใช้รหัสแทนบุคคลก่อนส่งมอบให้ผู้วิจัย ผู้วิจัยจัดเก็บข้อมูลไว้ในเครื่องคอมพิวเตอร์ของผู้วิจัยที่เข้ารหัสและไม่เชื่อมต่อกับเครือข่ายสาธารณะ จำกัดสิทธิการเข้าถึงเฉพาะผู้วิจัยเพียงผู้เดียว และกำหนดระยะเวลาการเก็บรักษาข้อมูล 3 ปีนับจากวันที่การศึกษาสิ้นสุด ก่อนดำเนินการทำลายตามวิธีลบข้อมูลอย่างถาวรทั้งไฟล์ต้นฉบับและไฟล์สำรอง ผลการวิจัยนำเสนอในภาพรวมโดยไม่มีข้อมูลที่สามารถเชื่อมโยงกลับไปยังผู้รับบริการหรือหน่วยบริการรายแห่งได้

ผลการวิจัย

1. การคัดเลือกและลักษณะทั่วไปของประชากรศึกษา

ข้อมูลตั้งต้นจำนวน 195,698 ระเบียนหลังคัดออกตามเกณฑ์ ได้แก่ สถานะจำหน่ายจากครั้งรับบริการตั้งต้นเป็นเสียชีวิต 82 ราย อายุอยู่นอกช่วง 10–100 ปี จำนวน 9 ราย วันเริ่มรับบริการขาดหายหรืออยู่หลังวันจำหน่าย 104 ราย และวันที่สรุปการบำบัดอยู่นอกช่วงของครั้งรับบริการตั้งต้น 51 ราย เหลือประชากรสำหรับการวิเคราะห์จำนวน 195,452 คน คิดเป็นร้อยละ 99.87 แบ่งเป็นชุดพัฒนาจากปีงบประมาณ 2566 จำนวน 94,862 คน และชุดตรวจสอบเชิงเวลาจากปีงบประมาณ 2567 จำนวน 100,590 คน โดยไม่พบบุคคลซ้ำระหว่างสองชุดข้อมูล รายละเอียดกระบวนการคัดเลือกประชากร แสดงในภาพที่ 2



ภาพที่ 2 ขั้นตอนการคัดเลือกประชากรและการจัดชุดข้อมูล

ประชากรศึกษามีอายุมัธยฐาน 32 ปี (Q1-Q3: 25-41 ปี) เป็นเพศชายร้อยละ 89.3 และใช้ยาบ้าเป็นยาเสพติดหลักร้อยละ 82.8 เมื่อเปรียบเทียบชุดพัฒนากับชุดตรวจสอบ

พบความแตกต่างของผลการจบโปรแกรมโดยกลุ่มที่จบโปรแกรมครบมีค่า SMD เท่ากับ 0.291 ส่วนตัวแปรอื่นมีค่า SMD อยู่ระหว่าง 0.029 ถึง 0.284 รายละเอียดแสดงในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ลักษณะสำคัญของประชากร ความแตกต่างระหว่างชุดข้อมูล และสัดส่วนการกลับเข้ารับบริการซ้ำ

ตัวแปร	รวม (N = 195,452)	พัฒนา 2566 (N = 94,862)	ตรวจสอบ 2567 (N = 100,590)	SMD
อายุ (ปี)	32 [25-41]	32 [24-40]	33 [25-41]	0.077
จำนวนครั้งติดตาม	4 [4-6]	4 [4-6]	4 [4-7]	0.107
เพศ: ชาย	174,628 (89.3)	84,246 (88.8)	90,382 (89.9)	0.034
ยาเสพติดหลัก: ยาบ้า	161,815 (82.8)	76,890 (81.1)	84,925 (84.4)	0.089
ยาเสพติดหลัก: ฝิ่น	3,192 (1.6)	1,794 (1.9)	1,398 (1.4)	0.039
ยาเสพติดหลัก: เฮโรอีน	3,676 (1.9)	2,074 (2.2)	1,602 (1.6)	0.044
ระดับการใช้ยาเสพติด: ผู้ติด	50,874 (26.0)	27,325 (28.8)	23,549 (23.4)	0.123
ประวัติรักษาสุขภาพจิต: มี/เคย	9,147 (4.7)	3,899 (4.1)	5,248 (5.2)	0.053
ประวัติบำบัดก่อนหน้า: เคย	66,135 (33.8)	32,763 (34.5)	33,372 (33.2)	0.029
ประวัติคดีอาญา: มี/เคย	28,520 (14.6)	16,285 (17.2)	12,235 (12.2)	0.142
เขตสุขภาพ: เขตสุขภาพ 7	18,854 (9.6)	7,633 (8.0)	11,221 (11.2)	0.106

ตัวแปร	รวม (N =195,452)	พัฒนา 2566 (N = 94,862)	ตรวจสอบ 2567 (N = 100,590)	SMD
รูปแบบการบำบัด: ผู้ป่วยนอก	116,942 (59.8)	57,543 (60.7)	59,399 (59.1)	0.033
รูปแบบการบำบัด: ผู้ป่วยใน	13,748 (7.0)	5,814 (6.1)	7,934 (7.9)	0.069
รูปแบบการบำบัด: CBTX	15,335 (7.8)	4,871 (5.1)	10,464 (10.4)	0.198
ผลจบโปรแกรม: ครบโปรแกรม	152,770 (78.2)	68,328 (72.0)	84,442 (83.9)	0.291
ผลจบโปรแกรม: ไม่ครบโปรแกรม	39,738 (20.3)	24,835 (26.2)	14,903 (14.8)	0.284
สถานะจำหน่าย: ครบ ไม่เสพ	130,320 (66.7)	58,278 (61.4)	72,042 (71.6)	0.217
สถานะจำหน่าย: ครบ เสพ	8,593 (4.4)	2,971 (3.1)	5,622 (5.6)	0.121
สถานะจำหน่าย: ยังไม่ได้ประเมิน	18,165 (9.3)	9,789 (10.3)	8,376 (8.3)	0.069
สถานะจำหน่าย: ไม่ระบุ	38,146 (19.5)	23,746 (25.0)	14,400 (14.3)	0.272

ข้อมูลสูญหายของรูปแบบการบำบัด จำนวนการติดตาม และประเภทการจำหน่ายในปีงบประมาณ 2566 เท่ากับร้อยละ 28.02, 25.04 และ 25.03 ตามลำดับ ขณะที่ปีงบประมาณ 2567 เท่ากับร้อยละ 22.57, 14.34 และ 14.32 ตามลำดับ แสดงให้เห็นว่าความครบถ้วนของข้อมูลแตกต่างกันระหว่างชุดพัฒนาและชุดตรวจสอบ

2. สัดส่วนการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำภายใน 365 วัน

พบการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำที่ระบบตรวจพบภายใน 365 วัน จำนวน 21,715 คน จาก

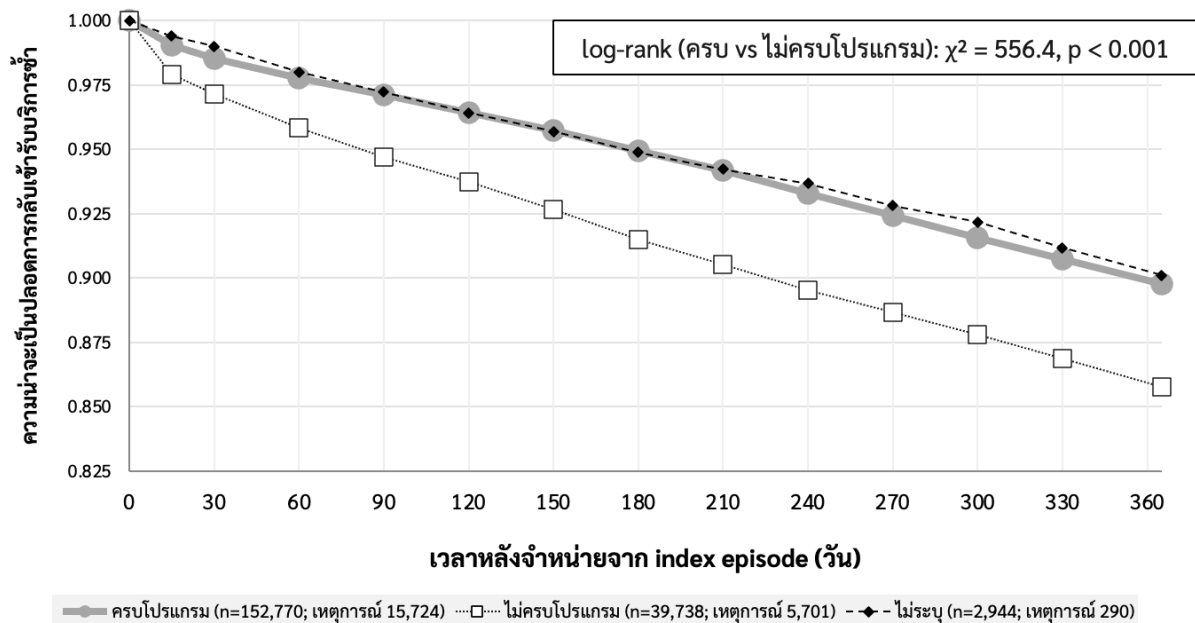
ประชากร 195,452 คน คิดเป็นสัดส่วนสะสมร้อยละ 11.11 (95% CI 10.97–11.25) เมื่อจำแนกตามปีงบประมาณ พบว่า ปีงบประมาณ 2566 มีผู้กลับเข้ารับบริการซ้ำ 7,247 คนจาก 94,862 คน คิดเป็นร้อยละ 7.64 (95% CI 7.47–7.81) และปีงบประมาณ 2567 มีจำนวน 14,468 คนจาก 100,590 คน คิดเป็นร้อยละ 14.38 (95% CI 14.17–14.60) รายละเอียดแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 จำนวนและสัดส่วนการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำภายใน 365 วัน จำแนกตามปีงบประมาณที่ปิดจำหน่ายรอบบำบัดตั้งต้น

ปีงบประมาณ	ผู้รับบริการทั้งหมด (คน)	ผู้กลับเข้ารับบริการซ้ำภายใน 365 วัน (คน)	สัดส่วน (ร้อยละ)	ช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ของสัดส่วน
2566	94,862	7,247	7.64	7.47–7.81
2567	100,590	14,468	14.38	14.17–14.60
รวม	195,452	21,715	11.11	10.97–11.25

เมื่อพิจารณาเฉพาะผู้ที่เกิดเหตุการณ์ 21,715 คน ค่ามัธยฐานของระยะเวลาจนถึงการกลับเข้ารับบริการซ้ำเท่ากับ 173 วัน (Q1–Q3: 66–269 วัน) ความน่าจะเป็นปลอดการกลับเข้ารับบริการซ้ำ ณ วันที่ 30, 90, 180 และ 365 เท่ากับ

0.9821, 0.9658, 0.9420 และ 0.8889 ตามลำดับ โดยยังไม่ถึงจุดที่ความน่าจะเป็นปลอดเหตุการณ์ลดลงเหลือกึ่งหนึ่งในช่วงติดตาม จึงไม่สามารถรายงานมัธยฐานของเวลาปลอดเหตุการณ์ได้ เส้นโค้ง Kaplan–Meier แสดงในภาพที่ 3



จำนวนผู้ที่ยังอยู่ในการติดตาม ณ เวลาต่าง ๆ (จำนวนเหตุการณ์สะสม)

เวลา (วัน)	0	30	90	180	270	365
ครบโปรแกรม	152,770 (0)	150,484 (2,322)	148,332 (4,483)	145,014 (7,794)	141,188 (11,616)	137,092 (15,724)
ไม่ครบโปรแกรม	39,738 (0)	38,616 (1,143)	37,644 (2,111)	36,347 (3,400)	35,231 (4,511)	34,059 (5,701)
ไม่ระบุ	2,944 (0)	2,913 (31)	2,863 (83)	2,794 (151)	2,733 (212)	2,655 (290)

ภาพที่ 3 เส้นโค้ง Kaplan–Meier ของความน่าจะเป็นปลอดการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำ จำแนกตามผลการจบโปรแกรม

เมื่อวิเคราะห์ความไวโดยตัดผู้ที่มีเหตุการณ์ ในวันเดียวกับวันจำหน่ายจำนวน 898 คนออก เหลือประชากรวิเคราะห์ 194,554 คน พบการกลับเข้ารับบริการซ้ำ 20,817 คน คิดเป็นร้อยละ 10.70 (95% CI 10.56–10.84) เมื่อกำหนดช่วงปลอด

เหตุการณ์ 7 และ 14 วัน พบสัดส่วนการกลับเข้ารับบริการซ้ำเท่ากับร้อยละ 10.28 (95% CI 10.15–10.42) และ 10.03 (95% CI 9.89–10.16) ตามลำดับ รายละเอียดแสดงในตารางที่ 3

ตารางที่ 3 การวิเคราะห์ความไวของสัดส่วนการกลับเข้ารับบริการซ้ำ

ประชากรวิเคราะห์	จำนวนคน	เหตุการณ์	ร้อยละ (95% CI)
หลัก รวมวันเดียวกัน	195,452	21,715	11.11 (10.97–11.25)
คัดเหตุการณ์วันเดียวกันออก	194,554	20,817	10.70 (10.56–10.84)
คัดเหตุการณ์วันที่ 0–7 ออก	193,654	19,917	10.28 (10.15–10.42)
คัดเหตุการณ์วันที่ 0–14 ออก	193,101	19,364	10.03 (9.89–10.16)

3. ปัจจัยที่สัมพันธ์กับระยะเวลาจนถึงการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำ

ผลการวิเคราะห์ Cox proportional hazards หลังปรับปัจจัยร่วมพบว่า อายุที่เพิ่มขึ้นทุก 10 ปี สัมพันธ์กับอัตราอันตรายของการกลับเข้ารับบริการซ้ำ ลดลง (AHR = 0.971; 95% CI 0.952–0.990; $p = 0.003$) เพศหญิงมีอัตราอันตรายต่ำกว่าเพศชาย (AHR = 0.883; 95% CI 0.842–0.925; $p < 0.001$) และผู้สมรสมีอัตราอันตรายต่ำกว่าผู้ที่มีสถานภาพโสด (AHR = 0.925; 95% CI 0.893–0.958; $p < 0.001$)

เมื่อเปรียบเทียบกับผู้เข้ายาเป็นยาเสพติดหลัก ผู้ใช้เฮโรอีนมีอัตราอันตรายสูงกว่า 1.816 เท่า (95% CI 1.686–1.956; $p < 0.001$) และผู้ใช้ฝิ่น มีอัตราอันตรายสูงกว่า 2.025 เท่า (95% CI 1.860–2.204; $p < 0.001$) ผู้มีประวัติรักษาสุขภาพจิต

และผู้เคยเข้ารับการบำบัดมาก่อนมีอัตราอันตราย สูงกว่ากลุ่มอ้างอิง (AHR = 1.272; 95% CI 1.207–1.340 และ AHR = 1.301; 95% CI 1.264–1.338 ตามลำดับ; $p < 0.001$)

ด้านกระบวนการบริการ ผู้เข้ารับการบำบัด แบบผู้ป่วยในมีอัตราอันตรายสูงกว่าผู้ป่วยนอก 1.580 เท่า (95% CI 1.499–1.667; $p < 0.001$) ผู้ที่จำหน่ายครบโปรแกรมแต่ยังเสพยาเสพติดอันตราย สูงกว่าผู้ที่จำหน่ายครบและไม่เสพยา 1.800 เท่า (95% CI 1.712–1.894; $p < 0.001$) และผู้ที่ยังไม่ได้ รับการประเมินสถานะเมื่อจำหน่ายมีอัตราอันตราย สูงกว่า 1.685 เท่า (95% CI 1.608–1.766; $p < 0.001$) ผลการวิเคราะห์ตัวแปรทั้งหมดพร้อม crude hazard ratio และ adjusted hazard ratio ของทุกระดับ แสดงในตารางที่ 4

ตารางที่ 4 ผลการวิเคราะห์ Cox proportional hazards ครบทุกตัวแปรและทุกระดับ

ปัจจัย	ระดับ	กลุ่มอ้างอิง	n	เหตุการณ์	crude HR (95% CI)	adjusted HR (95% CI)	p
อายุ (ต่อ 10 ปี)	ต่อหน่วย	—	195,452	21,715	0.983 (0.972–0.995)	0.971 (0.952–0.990)	0.003
อายุเริ่มใช้ยาเสพติด (ต่อ 5 ปี)	ต่อหน่วย	—	195,452	21,715	0.965 (0.957–0.973)	0.967 (0.955–0.978)	<0.001
เพศ	หญิง	ชาย	20,824	2,042	0.863 (0.824–0.903)	0.883 (0.842–0.925)	<0.001
สถานภาพสมรส	สมรส	โสด	52,944	5,705	0.956 (0.927–0.986)	0.925 (0.893–0.958)	<0.001
	หม้าย	โสด	2,280	283	1.115 (0.991–1.254)	1.052 (0.932–1.187)+	0.414+
	หย่า/แยกกันอยู่	โสด	17,898	1,968	0.975 (0.930–1.023)	0.957 (0.911–1.006)+	0.083+
	ไม่ระบุ	โสด	999	113	1.007 (0.836–1.211)	0.824 (0.683–0.994)+	0.043+
รายได้ (บาท/เดือน)	1-5,000	5,001-20,000	43,405	5,912	1.568 (1.516–1.622)	1.299 (1.253–1.346)	<0.001
	>20,000	5,001-20,000	3,652	304	0.930 (0.829–1.043)	0.952 (0.849–1.068)+	0.405+
	ไม่มีรายได้	5,001-20,000	60,780	7,671	1.444 (1.399–1.490)	1.186 (1.138–1.236)	<0.001
เขตสุขภาพ	เขต 1	เขต 9	21,330	3,215	1.584 (1.499–1.674)	1.161 (1.094–1.232)	<0.001
	เขต 10	เขต 9	18,694	1,792	0.973 (0.914–1.037)	0.908 (0.851–0.968)+	0.003+
	เขต 11	เขต 9	11,364	884	0.785 (0.726–0.850)	0.816 (0.753–0.885)+	<0.001+
	เขต 12	เขต 9	10,498	1,184	1.164 (1.084–1.251)	0.977 (0.906–1.054)+	0.550+
	เขต 13	เขต 9	8,506	887	1.070 (0.989–1.158)	0.834 (0.768–0.907)+	<0.001+
	เขต 2	เขต 9	15,576	1,662	1.088 (1.020–1.161)	0.946 (0.885–1.011)+	0.101+
	เขต 3	เขต 9	10,243	1,039	1.034 (0.960–1.114)	1.062 (0.985–1.146)+	0.117+
	เขต 4	เขต 9	12,413	1,298	1.069 (0.997–1.146)	0.921 (0.857–0.989)+	0.023+
	เขต 5	เขต 9	11,825	1,220	1.053 (0.981–1.130)	0.908 (0.845–0.976)+	0.009+
	เขต 6	เขต 9	11,928	1,084	0.923 (0.858–0.994)	0.927 (0.859–0.999)+	0.047+
	เขต 7	เขต 9	18,854	2,904	1.626 (1.537–1.721)	1.477 (1.397–1.563)	<0.001
	เขต 8	เขต 9	22,619	2,393	1.080 (1.018–1.145)	1.000 (0.942–1.061)+	0.999+

ปัจจัย	ระดับ	กลุ่มอ้างอิง	n	เหตุการณ์	crude HR (95% CI)	adjusted HR (95% CI)	p
ยาเสพติดหลัก	ไม่ระบุ	เขต 9	718	104	1.522 (1.250–1.854)	0.522 (0.425–0.640)+	<0.001+
	กระต้อม	ยาบ้า	2,509	267	1.017 (0.902–1.148)	0.893 (0.788–1.013)+	0.078+
	กัญชา	ยาบ้า	13,719	1,604	1.121 (1.065–1.180)	0.923 (0.875–0.973)+	0.003+
	ฝิ่น	ยาบ้า	3,192	901	3.026 (2.830–3.236)	2.025 (1.860–2.204)	<0.001
	อื่น ๆ/ไม่ระบุ	ยาบ้า	4,454	496	1.064 (0.974–1.164)	0.941 (0.860–1.031)+	0.192+
ระดับการใช้ยาเสพติด	เฮโรอีน	ยาบ้า	3,676	955	2.727 (2.555–2.911)	1.816 (1.686–1.956)	<0.001
	ไอซ์	ยาบ้า	6,087	450	0.693 (0.631–0.760)	0.859 (0.781–0.945)	0.002
	ผู้ติด	ผู้เสพ	50,874	7,545	1.626 (1.579–1.674)	1.152 (1.113–1.193)	<0.001
	ผู้ใช้	ผู้เสพ	16,557	1,716	1.100 (1.045–1.157)	1.104 (1.048–1.163)+	<0.001+
	ไม่ระบุ	ผู้เสพ	8,471	1,177	1.513 (1.425–1.607)	0.955 (0.893–1.021)+	0.179+
ประวัติรักษาโรคสุขภาพจิต	มี/เคย	ไม่มี/ไม่เคย	9,165	1,695	1.801 (1.714–1.893)	1.272 (1.207–1.340)	<0.001
ประวัติคดีอาญา	มี	ไม่มี	28,520	2,301	0.679 (0.650–0.709)	0.820 (0.784–0.858)	<0.001
ประวัติบำบัดก่อนหน้า	ไม่ระบุ	ไม่มี	341	11	0.265 (0.147–0.478)	0.292 (0.162–0.529)+	<0.001+
	เคย	ไม่เคย	66,135	9,400	1.533 (1.493–1.575)	1.301 (1.264–1.338)	<0.001
	ไม่ระบุ	ไม่เคย	106	11	1.088 (0.602–1.965)	1.236 (0.681–2.245)+	0.486+
รูปแบบการบำบัด	CBTx	ผู้ป่วยนอก	15,335	1,911	1.059 (1.009–1.111)	1.089 (1.032–1.150)	0.002
	ผู้ป่วยใน	ผู้ป่วยนอก	13,748	2,773	1.799 (1.727–1.874)	1.580 (1.499–1.667)	<0.001
	ไม่ระบุ	ผู้ป่วยนอก	49,427	3,216	0.533 (0.513–0.554)	0.701 (0.666–0.739)+	<0.001+
ผลการจบโปรแกรม	ไม่ครบโปรแกรม	ครบโปรแกรม	39,738	5,701	1.437 (1.394–1.482)	0.953 (0.839–1.084)	0.466
	ไม่ระบุ	ครบโปรแกรม	2,944	290	0.954 (0.850–1.072)	1.381 (1.164–1.639)+	<0.001+
ประเภทการจำหน่าย	ครบแต่ยังไม่เสพ	ครบและไม่เสพ	8,593	1,897	2.657 (2.531–2.789)	1.800 (1.712–1.894)	<0.001
	ยังไม่ได้ประเมิน	ครบและไม่เสพ	18,165	2,482	1.580 (1.513–1.650)	1.685 (1.608–1.766)	<0.001
	ไม่ครบ/ไม่ระบุ	ครบและไม่เสพ	38,374	5,526	1.655 (1.603–1.709)	1.619 (1.398–1.874)+	<0.001+
ระยะเวลาบำบัด (วัน)	180–365	90–179	12,780	1,753	1.291 (1.226–1.359)	1.078 (1.023–1.137)	0.005
	<90	90–179	100,264	10,878	0.998 (0.969–1.026)	1.095 (1.061–1.130)+	<0.001+
	>365	90–179	3,360	543	1.552 (1.423–1.693)	1.201 (1.099–1.312)	<0.001
	ไม่ระบุ	90–179	2,430	202	0.752 (0.654–0.865)	0.858 (0.697–1.057)+	0.151+
Matrix Program	ได้รับ	ไม่ได้รับ	98,403	11,178	1.049 (1.022–1.078)	0.939 (0.901–0.978)	0.003
Harm Reduction	ได้รับ	ไม่ได้รับ	51,367	7,462	1.512 (1.470–1.555)	1.332 (1.289–1.376)	<0.001
Therapeutic Community	ได้รับ	ไม่ได้รับ	16,462	1,450	0.768 (0.728–0.810)	0.903 (0.849–0.962)	0.002
Psychosocial Intervention	ได้รับ	ไม่ได้รับ	36,086	4,561	1.185 (1.147–1.224)	0.877 (0.845–0.911)	<0.001
โปรแกรมอื่น ๆ	ได้รับ	ไม่ได้รับ	9,822	1,333	1.260 (1.192–1.331)	1.082 (1.020–1.147)	0.008

การทดสอบด้วย Schoenfeld residuals พบการละเมิดสมมติฐาน proportional hazards ในกลุ่มที่ใช้ฝิ่นเป็นยาเสพติดหลัก ($p = 0.002$) และกลุ่มที่ยังไม่ได้รับการประเมินสถานะเมื่อจำหน่าย ($p < 0.001$) ผลการวิเคราะห์แบบ time-varying หรือ piecewise Cox พบว่า ค่า AHR ของทั้งสองตัวแปรสูงสุดในช่วง 0–30 วัน แล้วลดลง

ตามเวลา โดยกลุ่มที่ใช้ฝิ่นเป็นยาเสพติดหลักมีค่า 3.453, 2.597, 1.943 และ 1.991 ส่วนกลุ่มที่ยังไม่ได้รับการประเมินสถานะเมื่อจำหน่ายมีค่า 4.288, 1.316, 1.364 และ 1.197 ในช่วง 0–30, 31–90, 91–180 และ 181–365 วัน ตามลำดับ ($p < 0.001$ ทุกช่วงเมื่อเทียบกับช่วง 0–30 วัน) ดังนั้น ค่า AHR ของตัวแปรดังกล่าวจึงควรตีความ

เป็นความสัมพันธ์เฉลี่ยโดยประมาณตลอดช่วงติดตาม และไม่ถือว่าคงที่ตลอด 365 วัน

4. สมรรถนะของแบบจำลองทำนาย

4.1 แบบจำลองจำแนกผลลัพธ์

ในชุดตรวจสอบเชิงเวลาปีงบประมาณ 2567 แบบจำลอง Logistic Regression, Random Forest และ XGBoost ให้ค่า AUROC เท่ากับ 0.649 (95% CI 0.644–0.654), 0.664 (95% CI 0.659–0.668) และ 0.662 (95% CI 0.657–0.667) ตามลำดับ โดย Random Forest

และ XGBoost มีความสามารถในการจำแนกผลลัพธ์ใกล้เคียงกัน

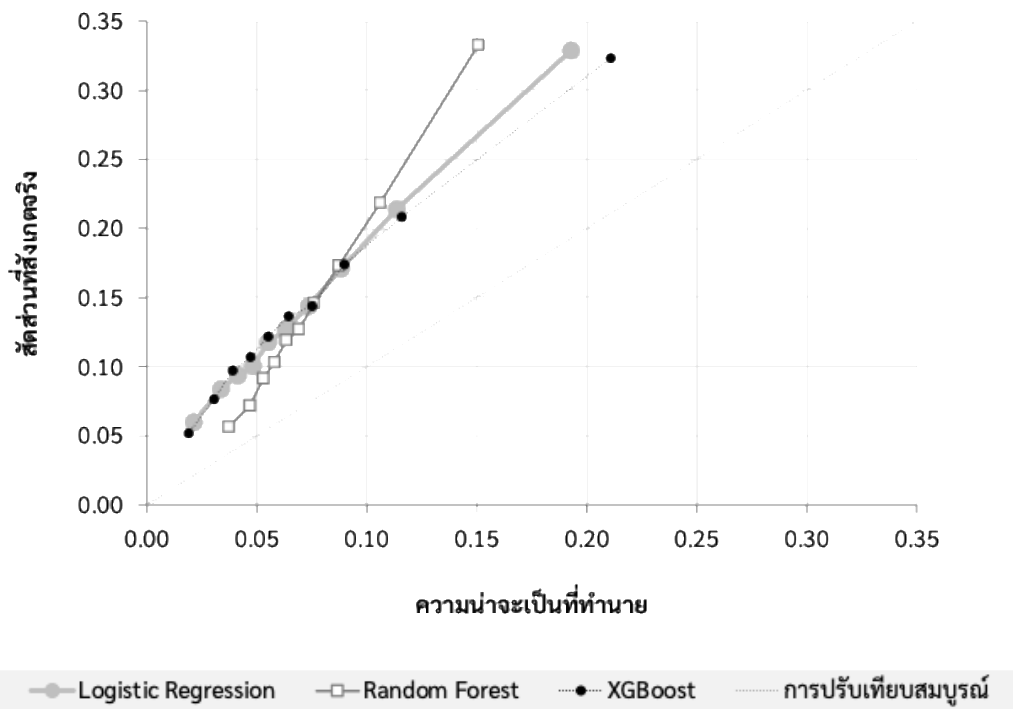
Random Forest ให้ค่า AUPRC เท่ากับ 0.259 (95% CI 0.253–0.264) และ Brier score เท่ากับ 0.123 (95% CI 0.123–0.123) เมื่อใช้ค่าจุดตัด 0.0805 ซึ่งกำหนดจากชุดพัฒนา พบ sensitivity ร้อยละ 52.58, specificity ร้อยละ 69.80, PPV ร้อยละ 22.63 และ NPV ร้อยละ 89.76 ส่วนผลของ Logistic Regression และ XGBoost แสดงในตารางที่ 5

ตารางที่ 5 สมรรถนะแบบจำลองจำแนกในชุดตรวจสอบเชิงเวลา ปีงบประมาณ 2567

ตัวชี้วัด	Logistic Regression	Random Forest	XGBoost
AUROC (95% CI)	0.649 (0.644–0.654)	0.664 (0.659–0.668)	0.662 (0.657–0.667)
AUPRC (95% CI)	0.247 (0.241–0.252)	0.259 (0.253–0.264)	0.257 (0.252–0.262)
Brier score (95% CI)	0.124 (0.123–0.124)	0.123 (0.123–0.123)	0.123 (0.123–0.123)
จุดตัด	0.0758	0.0805	0.0767
Sensitivity % (95% CI)	52.57 (51.76–53.38)	52.58 (51.76–53.39)	52.49 (51.67–53.30)
Specificity % (95% CI)	68.90 (68.59–69.21)	69.80 (69.49–70.10)	70.10 (69.79–70.40)
PPV % (95% CI)	22.12 (21.68–22.56)	22.63 (22.18–23.08)	22.77 (22.33–23.23)
NPV % (95% CI)	89.63 (89.40–89.86)	89.76 (89.52–89.98)	89.78 (89.55–90.00)
Calibration intercept	0.507	1.025	0.640
Calibration slope	0.891	1.114	0.944

ค่า calibration intercept และ calibration slope ของ Logistic Regression เท่ากับ 0.507 และ 0.891 ของ Random Forest เท่ากับ 1.025 และ 1.114 และของ XGBoost เท่ากับ 0.640 และ 0.944 ตามลำดับ กราฟการปรับเทียบแสดงว่าแบบจำลองทั้งสามแบบมีจุดอยู่เหนือเส้นทแยงมุม

ตลอดทุกกลุ่มเดไซ์ส์ จึงทำนายความเสี่ยงต่ำกว่าที่สังเกตได้จริงอย่างเป็นระบบ (underprediction) และค่า calibration intercept ที่มากกว่า 0 ทุกแบบจำลองสนับสนุนข้อค้นพบนี้ รายละเอียดแสดงในภาพที่ 4



ภาพที่ 4 Calibration plot ของแบบจำลองจำแนกในชุดตรวจสอบปีงบประมาณ 2567 แต่ละจุดแสดงค่าเฉลี่ยสิบกลุ่มตามค่าทำนาย เส้นประแทนค่าทำนายเท่ากับค่าที่สังเกต

4.2 แบบจำลองเวลาเกิดเหตุการณ์

แบบจำลอง Cox proportional hazards, XGBoost-AFT และ DeepSurv ให้ค่า C-index เท่ากับ 0.643, 0.652 และ 0.643 ตามลำดับ โดยมีค่า mean time-dependent AUC เท่ากับ 0.682, 0.695 และ 0.682 ตามลำดับ และ

integrated Brier score เท่ากับ 0.077, 0.076 และ 0.077 ตามลำดับ ความแตกต่างระหว่างแบบจำลองมีขนาดเล็กมากและอยู่ในช่วงความไม่แน่นอนของการประมาณค่า จึงไม่ควรตีความว่าแบบจำลองใดเหนือกว่ากันอย่างมีความหมาย รายละเอียดแสดงในตารางที่ 6

ตารางที่ 6 สมรรถนะแบบจำลองเวลาเกิดเหตุการณ์ในชุดตรวจสอบปีงบประมาณ 2567

แบบจำลอง	C-INDEX	MEAN TDAUC	IBS	ความเสี่ยงที่ทำนาย ณ 365 วัน	ความเสี่ยงที่สังเกตจริง ณ 365 วัน
Cox PH	0.643	0.682	0.077	0.074	0.144
XGBoost-AFT	0.652	0.695	0.076	0.097	0.144
DeepSurv	0.643	0.682	0.077	0.074	0.144

ความเสี่ยงเฉลี่ย ณ 365 วันที่ทำนายด้วย Cox proportional hazards, XGBoost-AFT และ DeepSurv เท่ากับ 0.074, 0.097 และ 0.074 ตามลำดับ ต่ำกว่าความเสี่ยงที่สังเกตได้จริงซึ่งเท่ากับ 0.144 แสดงว่าแบบจำลองมีแนวโน้ม

ทำนายความเสี่ยงต่ำกว่าค่าที่สังเกตในชุดตรวจสอบเชิงเวลา

4.3 สมรรถนะของแบบจำลองในกลุ่มย่อย

Random Forest ให้ค่า AUROC เท่ากับ 0.666 (95% CI 0.661–0.671) ในเพศชาย และ 0.685 (95% CI 0.670–0.701) ในเพศหญิง ส่วนกลุ่มที่ใช้ฝิ่น

และเฮโรอีนเป็นยาเสพติดหลักมีค่า AUROC เท่ากับ 0.594 และ 0.592 ตามลำดับ ซึ่งต่ำกว่า ภาพรวมอย่างชัดเจน และมีจำนวนตัวอย่างน้อย (1,398 และ 1,602 คน ตามลำดับ) จึงมีความไม่แน่นอนสูง ความแปรผันที่เด่นชัดที่สุดพบระหว่าง เขตสุขภาพ โดยค่า AUROC อยู่ระหว่าง 0.617 ถึง

0.739 ขณะที่รูปแบบบริการทั้งสามแบบให้ค่าใกล้เคียงกัน (0.641–0.652) แต่ความไวและความจำเพาะแตกต่างกันมาก เนื่องจากใช้จุดตัดเดียวกัน ทุกกลุ่มย่อย ผลการวิเคราะห์กลุ่มย่อยตามเพศ อายุ เขตสุขภาพ รูปแบบบริการ และยาเสพติดหลัก แสดงในตารางที่ 7

ตารางที่ 7 สมรรถนะของแบบจำลอง Random Forest จำแนกตามกลุ่มย่อยในชุดตรวจสอบเชิงเวลา ปีงบประมาณ 2567

ตัวแปร	กลุ่มย่อย	n	เหตุการณ์	สัดส่วน (%)	AUROC (95% CI)	Sens (%)	Spec (%)
ภาพรวม	ทั้งชุดตรวจสอบ	100,590	14,468	14.38	0.668 (0.663–0.673)	48.3	75.1
เพศ	ชาย	90,382	13,113	14.51	0.666 (0.661–0.671)	48.5	74.8
	หญิง	10,208	1,355	13.27	0.685 (0.670–0.701)	46.9	77.9
กลุ่มอายุ (ปี)	10–17	5,978	885	14.80	0.675 (0.657–0.697)	49.5	75.8
	18–24	17,092	2,468	14.44	0.672 (0.660–0.682)	51.6	73.2
	25–34	33,399	5,142	15.40	0.659 (0.652–0.668)	50.2	72.0
	35–44	26,785	3,515	13.12	0.655 (0.646–0.665)	41.8	78.1
	45–54	12,757	1,739	13.63	0.666 (0.651–0.681)	42.9	79.5
	55–64	3,731	550	14.74	0.740 (0.717–0.764)	61.1	76.5
	≥65	848	169	19.93	0.800 (0.763–0.834)	87.6	58.0
เขตสุขภาพ	เขตสุขภาพ 1	11,087	2,258	20.37	0.725 (0.714–0.737)	65.5	68.8
	เขตสุขภาพ 2	7,321	967	13.21	0.624 (0.603–0.641)	40.2	76.3
	เขตสุขภาพ 3	4,703	650	13.82	0.620 (0.599–0.641)	36.3	77.4
	เขตสุขภาพ 4	5,807	828	14.26	0.682 (0.661–0.703)	56.4	68.3
	เขตสุขภาพ 5	6,080	808	13.29	0.646 (0.627–0.667)	47.6	74.0
	เขตสุขภาพ 6	5,426	635	11.70	0.655 (0.631–0.679)	40.6	78.6

ตัวแปร	กลุ่มย่อย	n	เหตุการณ์	สัดส่วน (%)	AUROC (95% CI)	Sens (%)	Spec (%)
เขตสุขภาพ	เขตสุขภาพ 7	11,221	2,237	19.94	0.617 (0.604–0.628)	48.1	68.5
	เขตสุขภาพ 8	12,890	1,797	13.94	0.644 (0.630–0.659)	37.2	81.1
	เขตสุขภาพ 9	10,675	1,342	12.57	0.645 (0.629–0.660)	37.8	82.1
	เขตสุขภาพ 10	10,181	1,193	11.72	0.638 (0.622–0.656)	36.3	82.3
	เขตสุขภาพ 11	5,809	564	9.71	0.659 (0.633–0.681)	44.3	78.7
	เขตสุขภาพ 12	5,595	649	11.60	0.739 (0.718–0.759)	66.4	69.2
	เขตสุขภาพ 13	3,468	473	13.64	0.735 (0.712–0.758)	74.0	58.7
รูปแบบบริการ	ผู้ป่วยนอก	59,399	8,972	15.10	0.649 (0.643–0.655)	46.2	74.6
	ผู้ป่วยใน	7,934	1,896	23.90	0.652 (0.637–0.667)	92.7	15.7
	CBTx	10,464	1,538	14.70	0.641 (0.626–0.656)	48.4	71.5
	ไม่ระบุ	22,699	2,056	9.06	0.642 (0.629–0.654)	16.4	95.3
ยาเสพติดหลัก	ยาบ้า	84,925	11,691	13.77	0.651 (0.645–0.656)	40.8	79.0
	ไอซ์	2,395	250	10.44	0.704 (0.668–0.736)	50.4	77.0
	กัญชา	6,892	955	13.86	0.698 (0.680–0.716)	68.3	59.4
	กระท่อม	1,320	165	12.50	0.680 (0.636–0.723)	70.9	56.8
	เฮโรอีน	1,602	546	34.08	0.592 (0.563–0.621)	99.1	2.1
	ฝิ่น	1,398	560	40.06	0.594 (0.561–0.624)	99.8	0.5

อภิปรายผล

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อประมาณและเปรียบเทียบสัดส่วนการกลับเข้ารับบริการบำบัดยาเสพติดซ้ำภายใน 365 วัน วิเคราะห์ปัจจัยที่สัมพันธ์กับระยะเวลาจนเกิดเหตุการณ์และเปรียบเทียบสมรรถนะของแบบจำลองทำนายและสังเคราะห์ข้อเสนอเชิงแนวคิดของรูปแบบ

การดูแลต่อเนื่องในชุมชน ผลการศึกษามีประเด็นสำคัญที่นำมาอภิปรายตามลำดับวัตถุประสงค์ ดังนี้

1. การกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำภายใน 365 วัน

ผลการศึกษาพบการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำที่ระบบตรวจพบภายใน 365 วัน จำนวน 21,715 คน คิดเป็นร้อยละ 11.11 ผลดังกล่าว

สะท้อนการกลับเข้าสู่บริการภายหลังจำหน่าย ซึ่งไม่เท่ากับการกลับไปใช้ยาเสพติดทั้งหมด เนื่องจากผู้ที่กลับไปใช้ยาเสพติดแต่ไม่ได้เข้าสู่ระบบ บสต. หรือรับบริการจากแหล่งอื่นจะไม่ถูกตรวจพบ ในทางกลับกัน การกลับเข้ารับบริการซ้ำบางส่วนอาจสะท้อนความสามารถของระบบในการติดตามและนำผู้รับบริการกลับเข้าสู่การรักษา จึงไม่ควรตีความผลลัพธ์นี้ว่าเป็นความล้มเหลวของการบำบัดหรือของผู้รับบริการเพียงด้านเดียว สอดคล้องกับการศึกษาของ González-Santa Cruz และคณะ¹⁰ ซึ่งอธิบายว่า การกลับเข้ารับบริการที่บันทึกในทะเบียนระดับประเทศสะท้อนทั้งความรุนแรงของปัญหาและการเข้าถึงบริการ จึงต้องตีความร่วมกับลักษณะของระบบบริการในแต่ละบริบท

เมื่อจำแนกตามปีงบประมาณ พบสัดส่วนการกลับเข้ารับบริการซ้ำร้อยละ 7.64 ในปีงบประมาณ 2566 และร้อยละ 14.38 ในปีงบประมาณ 2567 ความแตกต่างดังกล่าวไม่ควรตีความเป็นแนวโน้มระยะยาว เนื่องจากมีข้อมูลประชากรตั้งต้นเพียงสองปี ประกอบกับลักษณะประชากร ผลการจบโปรแกรม และความครบถ้วนของข้อมูลบางตัวแปรแตกต่างกันระหว่างปี โดยเฉพาะประเภทการบำบัด จำนวนการติดตาม และประเภทการจำหน่าย จึงอาจสะท้อนการเปลี่ยนแปลงขององค์ประกอบประชากร กระบวนการบันทึก การเข้าถึงบริการ หรือนโยบายของระบบ มากกว่าการเปลี่ยนแปลงของความเสี่ยงที่แท้จริงเพียงอย่างเดียว ทั้งนี้ ควรมีการศึกษาข้อมูลหลายปีและตรวจสอบกระบวนการบันทึกเพิ่มเติมก่อนสรุปการเปลี่ยนแปลงตามเวลา

เมื่อวิเคราะห์ความไวโดยตัดผู้ที่มีเหตุการณ์ในวันเดียวกับวันจำหน่ายจำนวน 898 คนออก พบสัดส่วนการกลับเข้ารับบริการซ้ำร้อยละ 10.70 ซึ่งใกล้เคียงกับการวิเคราะห์หลัก แสดงว่าข้อค้นพบโดยรวมไม่เปลี่ยนแปลงอย่างมีนัยสำคัญจากเหตุการณ์วันเดียวกัน อย่างไรก็ตาม เหตุการณ์ในระยะใกล้เคียงวันจำหน่ายอาจเกี่ยวข้องกับการส่งต่อ การย้ายหน่วยบริการ หรือการเปิดรอบบริการใหม่ด้วยเหตุผลทางการบริหาร จึงควรตรวจสอบเพิ่มเติมโดยกำหนด

ช่วงปลอดเหตุการณ์ 7 และ 14 วัน ซึ่งพบว่าสัดส่วนลดลงเหลือร้อยละ 10.28 และ 10.03 ตามลำดับ หรือลดลงจากการวิเคราะห์หลักเพียง 0.83 และ 1.08 จุดร้อยละ ข้อค้นพบหลักจึงไม่ได้ถูกขับเคลื่อนด้วยเหตุการณ์ระยะใกล้เคียงวันจำหน่าย

2. ปัจจัยที่สัมพันธ์กับการกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำ

ผลการศึกษาพบว่า ผู้ใช้ฝิ่นหรือเฮโรอีนเป็นยาเสพติดหลักมีอัตราอันตรายของการกลับเข้ารับบริการซ้ำสูงกว่าผู้ใช้อา้ง อาจอธิบายได้จากลักษณะการพึ่งพายาเสพติด อาการถอนยา ความเสี่ยงทางสุขภาพ และความจำเป็นในการได้รับการดูแลระยะยาว อย่างไรก็ตาม ฐานข้อมูลไม่มีรายละเอียดเกี่ยวกับระยะเวลาการใช้ยาเสพติด ความถี่ปริมาณการใช้ยาเสพติดหลายชนิด และความรุนแรงของภาวะพึ่งพายาเสพติด จึงไม่สามารถสรุปว่าชนิดยาเสพติดเป็นสาเหตุโดยตรงของการกลับเข้ารับบริการซ้ำได้ ผลดังกล่าวสอดคล้องในทิศทางเดียวกันกับการศึกษาของ Hansen และคณะ⁷ และ Argyriou และคณะ⁹ ซึ่งพบว่า ชนิดของยาเสพติดที่ใช้และระดับการพึ่งพาสัมพันธ์กับรูปแบบการกลับเข้ารับบริการและระยะเวลาคงอยู่ในการรักษา แต่ทั้งสองการศึกษาก็ไม่ได้ออกแบบเพื่อยืนยันความสัมพันธ์เชิงสาเหตุเช่นเดียวกัน

ผู้ที่มีประวัติเข้ารับการบำบัดและประวัติรักษาสุขภาพจิตมีอัตราอันตรายของการกลับเข้ารับบริการซ้ำสูงขึ้น อาจสะท้อนความเรื้อรังและความซับซ้อนของปัญหา รวมถึงความต้องการการดูแลต่อเนื่องทั้งด้านการใช้ยาเสพติดและสุขภาพจิต ข้อค้นพบนี้สนับสนุนความสำคัญของการประเมินสุขภาพจิตก่อนจำหน่าย การเชื่อมโยงบริการบำบัดยาเสพติดกับบริการสุขภาพจิต การจัดการรายกรณี และการติดตามต่อเนื่องในชุมชนสอดคล้องกับการศึกษาของ Böckmann และคณะ⁸ ที่พบว่า ประวัติการรักษาทางจิตเวชเป็นปัจจัยทำนายการกลับเข้ารับบริการในผู้มีปัญหาการใช้ยาเสพติดอย่างสม่ำเสมอ ทั้งนี้ การมีประวัติรักษาสุขภาพจิตอาจสะท้อนการเข้าถึงระบบบริการที่มากกว่าด้วย จึงควรตีความเป็นความสัมพันธ์ ไม่ใช่เหตุและผล

สถานะจำหน่ายครบโปรแกรมแต่ยังเสพและสถานะยังไม่ได้รับการประเมินสัมพันธ์กับอัตราอันตรายที่สูงขึ้น สะท้อนความสำคัญของการประเมินสถานะการใช้ยาเสพติดก่อนจำหน่าย การจัดทำแผนดูแลต่อเนื่อง และการบันทึกข้อมูลให้ครบถ้วน อย่างไรก็ตาม กลุ่มที่ยังไม่ได้รับการประเมินอาจสะท้อนทั้งความเสี่ยงของผู้รับบริการและคุณภาพของการบันทึกข้อมูล จึงไม่ควรตีความเป็นปัจจัยทางคลินิกเพียงอย่างเดียว นอกจากนี้ ตัวแปรอื่นและสถานะยังไม่ได้รับการประเมินละเมิดสมมติฐาน proportional hazards ทำให้ค่า AHR อาจเปลี่ยนแปลงตามเวลา และไม่ควรตีความว่าคงที่ตลอด 365 วัน ผลจากการวิเคราะห์แบบ time-varying หรือ piecewise Cox พบว่า ความเสี่ยงส่วนเกินของทั้งสองกลุ่มกระจุกตัวในช่วง 30 วันแรกหลังจำหน่าย (AHR 3.453 และ 4.288 ตามลำดับ) แล้วลดลงอย่างชัดเจนในช่วงถัดมา ข้อค้นพบนี้ชี้ว่าช่วงเปลี่ยนผ่านทันทีหลังจำหน่ายเป็นจุดที่ควรจัดบริการติดตามอย่างเข้มข้นที่สุด มากกว่าการกระจายทรัพยากรเท่ากันตลอด 365 วัน

ผู้รับบริการแบบผู้ป่วยในมีอัตราอันตรายของการกลับเข้ารับบริการซ้ำสูงกว่าผู้ป่วยนอก แต่ไม่สามารถสรุปว่าการบำบัดแบบผู้ป่วยในมีประสิทธิภาพต่ำกว่า เนื่องจากผู้ที่ได้รับการบำบัดแบบผู้ป่วยในอาจมีอาการรุนแรง มีภาวะแทรกซ้อน หรือมีความซับซ้อนมากกว่าตั้งแต่ก่อนรับบริการ จึงอาจเกิด confounding by indication เช่นเดียวกับผลของ Psychosocial Intervention และ Matrix Program ซึ่งไม่ควรตีความเป็นประสิทธิภาพเชิงสาเหตุ เนื่องจากการศึกษานี้ไม่ได้สุ่มจัดบริการและอาจมีความแตกต่างพื้นฐานระหว่างผู้ที่ได้รับและไม่ได้รับโปรแกรม

ความแตกต่างระหว่างเขตสุขภาพอาจเกี่ยวข้องกับโครงสร้างประชากร ชนิดยาเสพติดที่พบ ความพร้อมของหน่วยบริการ ระบบส่งต่อการติดตามในชุมชน และความครบถ้วนของการบันทึกข้อมูล จึงไม่ควรนำผลไปจัดลำดับคุณภาพของเขตสุขภาพโดยตรง โดยเฉพาะเมื่อการวิเคราะห์ยังไม่ได้ควบคุมโครงสร้างข้อมูลแบบหลายระดับ

หรือความสัมพันธ์ของผู้รับบริการภายในหน่วยบริการเดียวกัน

3. สมรรถนะของแบบจำลองทำนาย

ในชุดตรวจสอบเชิงเวลาปีงบประมาณ 2567 แบบจำลอง Random Forest ให้ค่า AUROC 0.664 ใกล้เคียงกับ XGBoost ซึ่งมีค่า 0.662 ขณะที่ Logistic Regression มีค่า 0.649 ความแตกต่างระหว่างแบบจำลองมีขนาดเล็ก แสดงว่าแบบจำลองการเรียนรู้ของเครื่องที่มีความซับซ้อนไม่ได้ให้ความสามารถในการจำแนกเหนือกว่าแบบจำลองพื้นฐานอย่างชัดเจน สอดคล้องกับการศึกษาของ Morel และคณะ¹¹ ซึ่งรายงานว่าแบบจำลองการเรียนรู้ของเครื่องสำหรับทำนายการกลับเข้ารับบริการในผู้มีปัญหาสุขภาพจิตและการใช้ยาเสพติดให้ค่า AUROC ในระดับใกล้เคียงกันและอยู่ในช่วง 0.6–0.7 เช่นเดียวกัน ซึ่งเป็นระดับที่ยังไม่เพียงพอต่อการตัดสินใจรายบุคคล

ส่วนผลการศึกษาที่พบ Random Forest มีค่า AUPRC 0.259 สูงกว่าสัดส่วนเหตุการณ์พื้นฐานในชุดตรวจสอบซึ่งเท่ากับ 0.144 แต่มีค่า PPV เพียงร้อยละ 22.63 หมายความว่า ผู้ที่ถูกจำแนกว่ามีโอกาสกลับเข้ารับบริการซ้ำจำนวนมากอาจไม่เกิดเหตุการณ์จริง หากนำแบบจำลองไปใช้คัดกรองโดยลำพังอาจทำให้เกิดผลบวกปลอมและใช้ทรัพยากรติดตามเกินความจำเป็น จึงควรใช้ผลจากแบบจำลองร่วมกับการประเมินทางคลินิก ความต้องการของผู้รับบริการ และดุลยพินิจของทีมดูแล ไม่ควรใช้เป็นเกณฑ์ตัดสินใจอัตโนมัติ ตัดสิทธิ์หรือจำกัดบริการ

แบบจำลองเวลาเกิดเหตุการณ์ให้ผลใกล้เคียงกัน โดย XGBoost-AFT มี C-index 0.652 สูงกว่า Cox proportional hazards และ DeepSurv เพียงเล็กน้อย ขณะที่ความเสี่ยงเฉลี่ยที่แบบจำลองทำนาย ณ 365 วันต่ำกว่าค่าที่สังเกตจริง แสดงถึงปัญหาการปรับเทียบเมื่อนำแบบจำลองจากปีงบประมาณ 2566 ไปใช้กับข้อมูลปีงบประมาณ 2567 ซึ่งอาจเกี่ยวข้องกับความแตกต่างของสัดส่วนเหตุการณ์ องค์ประกอบประชากร และความครบถ้วนของข้อมูลระหว่างสองปี ผลดังกล่าวยืนยันว่าการประเมินแบบจำลองต้องพิจารณาทั้งความสามารถในการจำแนกและการปรับเทียบ ไม่ควรพิจารณาเฉพาะ

AUROC หรือ C-index เท่านั้น สอดคล้องกับแนวทางการประเมินแบบจำลองทำนายของ Steyerberg¹² และแนวทาง TRIPOD+AI¹⁷ ซึ่งกำหนดให้รายงานทั้ง discrimination และ calibration คู่กันเสมอ

การตรวจสอบครั้งนี้เป็นการตรวจสอบเชิงเวลาภายในระบบข้อมูลเดียวกัน ไม่ใช่การตรวจสอบภายนอกหรือระหว่างระบบบริการหรือประชากรอื่น¹⁹ แบบจำลองจึงยังไม่พร้อมนำไปใช้ตัดสินใจรายบุคคล ก่อนนำไปใช้ควรปรับเทียบใหม่ ตรวจสอบกับข้อมูลจากช่วงเวลาและระบบบริการอื่น ประเมินประโยชน์สุทธิในการตัดสินใจ และตรวจสอบสมรรถนะแยกตามเพศ อายุ ชนิดยาเสพติด และพื้นที่ เพื่อป้องกันความไม่เป็นธรรมระหว่างกลุ่มประชากร ทั้งนี้ผลการวิเคราะห์กลุ่มย่อยในการศึกษานี้พบว่า สมรรถนะแปรผันระหว่างเขตสุขภาพมากกว่าระหว่างเพศหรือกลุ่มอายุ และต่ำที่สุดในกลุ่มที่ใช้ฝิ่นหรือเฮโรอีนเป็นยาเสพติดหลัก ซึ่งชี้ว่าการนำไปใช้ควรปรับเทียบและกำหนดจุดตัดตามบริบทของพื้นที่ มากกว่าการใช้ค่าเดียวกันทั้งประเทศ

4. การนำข้อค้นพบไปสู่การดูแลต่อเนื่องในชุมชน

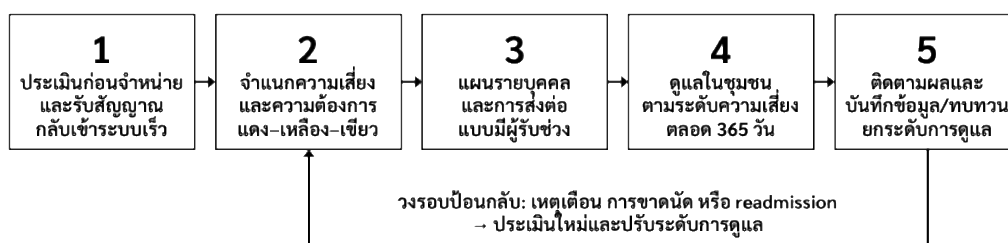
ผลการวิจัยพบว่า ความเสี่ยงของการกลับเข้ารับบริการซ้ำไม่ได้กระจายเท่ากันตลอดช่วงติดตาม แต่กระจุกตัวในช่วง 30 วันแรกหลังจำหน่าย และสูงเป็นพิเศษในกลุ่มที่ใช้ฝิ่นหรือเฮโรอีนเป็นยาเสพติดหลัก กลุ่มที่จำหน่ายโดยยังใช้ยาเสพติดหรือยังไม่ได้รับการประเมิน และกลุ่มที่มีประวัติ

บำบัดหรือประวัติรักษาสุขภาพจิต ซึ่งสนับสนุนการประเมินความต้องการก่อนจำหน่าย การส่งต่อแบบมีผู้รับช่วงการเชื่อมโยงบริการยาเสพติดกับบริการสุขภาพจิต และการติดตามต่อเนื่องในชุมชน^{13,14} โดยควรจัดบริการพื้นฐานแก่ผู้รับบริการทุกราย และเพิ่มความเข้มข้นตามความต้องการเฉพาะบุคคล ปัจจัยด้านชนิดยาเสพติด ประวัติบำบัด ประวัติรักษาสุขภาพจิต รูปแบบบริการ และสถานะจำหน่ายควรใช้เป็นข้อมูลประกอบการวางแผนร่วมกับผู้รับบริการ ไม่ควรใช้เป็นเกณฑ์ตัดสินเพียงอย่างเดียว

กรอบการดูแลต่อเนื่องในชุมชน แบบบูรณาการตามระดับความเสี่ยง (Integrated Risk-Stratified Community Continuing Care Model; IR-CCM 365) ที่ยกร่างจากข้อค้นพบข้างต้น ประกอบด้วย องค์ประกอบบริการ 8 ด้าน การจำแนกความเสี่ยง 3 ระดับ และช่วงเวลาติดตาม 4 ช่วง สอดคล้องกับช่วงเวลาที่ใช้ในการวิเคราะห์ piecewise Cox (ภาพที่ 5) จึงควรนำเสนอเป็น ข้อเสนอเชิงแนวคิดที่ใช้ผลการศึกษาร่วมกับหลักฐานจาก แนวทางการดูแลต่อเนื่องและการส่งต่อจากบริการระยะเฉียบพลันสู่ชุมชน^{13,14} และแนวทางการบำบัดฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติดโดยชุมชนเป็นฐานของประเทศไทย²⁰ มีใช้รูปแบบที่ผ่านการพัฒนาและยืนยันประสิทธิผลแล้ว ก่อนนำไปใช้จริงควรผ่านการทบทวนหลักฐานการออกแบบร่วมกับผู้รับบริการ ครอบครัว ชุมชน และผู้ให้บริการ การตรวจสอบความตรงการศึกษาความเป็นไปได้ และการประเมินประสิทธิผล

รูปแบบการดูแลต่อเนื่องในชุมชนแบบบูรณาการตามระดับความเสี่ยง 365 วัน

Integrated Risk-Stratified Community Continuing Care Model: IR-CCM 365



แผนบริการรายบุคคล: ป้องกันการกลับไปใช้สาร • สุขภาพจิตและความปลอดภัย • ครอบครัว • อาชีพ/รายได้ • การลดการติดยา

โครงสร้างสนับสนุน: หน่วยบริการ/ผู้จัดการรายกรณี • พชอ. • อสม. • ศูนย์ฟื้นฟูสภาพทางสังคม • ระบบ บสค./ลอมรักษ์

ภาพที่ 5 รูปแบบการดูแลต่อเนื่องในชุมชนแบบบูรณาการตามระดับความเสี่ยง 365 วัน (IR-CCM 365)

ข้อจำกัดของการศึกษา

การศึกษานี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิที่จัดเก็บเพื่อการบริการ จึงมีข้อจำกัดด้านความครบถ้วนและความสม่ำเสมอของการบันทึก ผลลัพธ์ครอบคลุมเฉพาะการกลับเข้ารับบริการที่ตรวจพบในระบบ บสต. ไม่ครอบคลุมการกลับไปใช้ยาเสพติดโดยไม่เข้าสู่บริการ การรับบริการนอกระบบ หรือการเสียชีวิตภายหลังจำหน่ายนอกจากนี้ เหตุการณ์ระยะใกล้วันจำหน่ายอาจเกี่ยวข้องกับการส่งต่อหรือกระบวนการบันทึก ข้อมูลสูญหายในตัวแปรสำคัญอาจก่อให้เกิดอคติ และความสัมพันธ์ของรูปแบบบริการอาจได้รับอิทธิพลจากความรุนแรงหรือความซับซ้อนของผู้รับบริการที่ไม่ได้วัด ตัวแปรบางรายการละเมิดสมมติฐาน proportional hazards ขณะที่การตรวจสอบแบบจำลองเป็นเพียงการตรวจสอบเชิงเวลาภายในระบบเดียวกัน ข้อค้นพบจึงควรใช้เพื่อสร้างสมมติฐาน วางแผนพัฒนาคุณภาพข้อมูลและเป็นหลักฐานเบื้องต้นสำหรับพัฒนาระบบดูแลต่อเนื่อง มากกว่าการนำไปสรุปเชิงสาเหตุหรือตัดสินใจรายบุคคลโดยตรง

สรุปผล

การกลับเข้ารับบริการบำบัดยาเสพติดซ้ำที่ระบบ บสต. ตรวจพบภายใน 365 วันมีสัดส่วนสะสมร้อยละ 11.11 และแตกต่างกันระหว่างปีงบประมาณ 2566 และ 2567 ปัจจัยด้านชนิดยาเสพติด ประวัติการบำบัด สุขภาพจิต สถานะจำหน่าย รูปแบบบริการ และพื้นที่สัมพันธ์กับระยะเวลาจนเกิดเหตุการณ์ แต่ไม่ใช่ หลักฐานเชิงสาเหตุ แบบจำลองมีความสามารถในการจำแนกและการเปรียบเทียบจำกัด จึงยังไม่ควรใช้ตัดสินใจรายบุคคล แต่สามารถใช้ข้อค้นพบเป็นข้อมูลประกอบการวางแผนติดตามและพัฒนาระบบดูแลต่อเนื่องในชุมชนได้ การสังเคราะห์ข้อค้นพบร่วมกับหลักฐานที่เกี่ยวข้องนำไปสู่ข้อเสนอเชิงแนวคิด IR-CCM 365 ซึ่งยังต้องผ่านการออกแบบร่วม การตรวจสอบความตรง และการประเมินประสิทธิผลก่อนนำไปใช้จริง

ข้อเสนอแนะ

1. ข้อเสนอแนะเชิงนโยบาย

1.1 ควรใช้การกลับเข้ารับบริการบำบัดซ้ำภายใน 365 วันเป็นตัวชี้วัดเฝ้าระวังความต่อเนื่องของบริการ โดยกำหนดนิยามและเกณฑ์บันทึกให้เป็นมาตรฐานเดียวกัน และใช้ร่วมกับตัวชี้วัดด้านสุขภาพและการเข้าถึงบริการอื่น

1.2 ควรพัฒนาคุณภาพและความครบถ้วนของข้อมูล โดยเฉพาะรูปแบบการบำบัด การติดตามสถานะจำหน่าย สุขภาพจิต การส่งต่อ และการเสียชีวิตภายหลังจำหน่าย

1.3 ควรพัฒนาระบบส่งต่อแบบมีผู้รับช่วงและการติดตามต่อเนื่องในชุมชน โดยจัดบริการพื้นฐานแก่ผู้รับบริการทุกราย และเพิ่มความเข้มข้นตามความต้องการเฉพาะบุคคลและบริบทพื้นที่

2. ข้อเสนอแนะในการนำผลการวิจัยไปใช้ประโยชน์

2.1 ควรใช้ปัจจัยที่สัมพันธ์กับการกลับเข้ารับบริการซ้ำประกอบการประเมินและวางแผนติดตามร่วมกับข้อมูลทางคลินิก ครอบครัว และสังคม ไม่ควรใช้ปัจจัยหรือคะแนนจากแบบจำลองเป็นเกณฑ์ตัดสินใจอัตโนมัติ

2.2 ควรใช้แบบจำลองเพื่อประกอบการวางแผนระดับระบบเท่านั้น ก่อนใช้รายบุคคลต้องปรับเทียบตรวจสอบภายนอก และประเมินประโยชน์ ความเป็นไปได้ และความเป็นธรรม

2.3 ควรใช้ IR-CCM 365 เป็นกรอบแนวคิดตั้งต้น โดยต้องผ่านการออกแบบร่วม ตรวจสอบความตรง ศึกษาความเป็นไปได้ และประเมินประสิทธิผลก่อนนำไปใช้จริง

3. ข้อเสนอแนะสำหรับการวิจัยครั้งต่อไป

3.1 ควรเชื่อมโยงข้อมูล บสต. กับข้อมูลการเสียชีวิต สุขภาพจิต และระบบบริการอื่นเพื่อประเมินผลลัพธ์ได้ครอบคลุมยิ่งขึ้น

3.2 ควรจัดการข้อมูลสูญหายและโครงสร้างข้อมูลแบบหลายระดับอย่างเหมาะสม พร้อมตรวจสอบแบบจำลองกับข้อมูลต่างพื้นที่และต่างช่วงเวลา

3.3 ควรพัฒนาและประเมิน IR-CCM 365 อย่างเป็นลำดับ ตั้งแต่การออกแบบร่วม การทดลอง

นำร่อง จนถึง การประเมินประสิทธิผลและความคุ้มค่า ก่อนขยายผล

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณสำนักงานเลขาธิการคณะกรรมการ บำบัดรักษาและฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติด กระทรวง สาธารณสุข ที่อนุญาตให้ใช้ข้อมูลจากระบบ บสต. เพื่อการศึกษาครั้งนี้

เอกสารอ้างอิง

1. กระทรวงสาธารณสุข. แนวทางการดำเนินงาน บำบัดรักษาและฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติดตาม ประมวลกฎหมายยาเสพติด พ.ศ. 2564. นนทบุรี: สำนักงานเลขาธิการคณะกรรมการ บำบัดรักษาและฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติด; 2565.
2. พระราชบัญญัติให้ใช้ประมวลกฎหมาย ยาเสพติด พ.ศ. 2564. ราชกิจจานุเบกษา เล่ม 138 ตอนที่ 73 ก (8 พฤศจิกายน 2564).
3. สำนักงานคณะกรรมการป้องกันและปราบปราม ยาเสพติด. รายงานผลการสำรวจครัวเรือน เพื่อคาดประมาณจำนวนประชากรผู้ใช้ สารเสพติด ปี พ.ศ. 2567. กรุงเทพฯ: สำนักงาน คณะกรรมการป้องกันและปราบปรามยาเสพติด; 2568.
4. มลฤดี วงศ์จิตรรัตน์. ปัจจัยทำนายความสำเร็จ ในการหยุดใช้เมทแอมเฟตามีนระหว่าง เข้ารับการบริการเมทริกซ์โปรแกรม. วารสาร สุขภาพจิตแห่งประเทศไทย. 2566;31(3): 176-89.
5. กัญญา ภูระหงษ์. ปัจจัยที่มีผลต่อการเสพยา ของผู้ติดยาเสพติดในเขตจังหวัดปทุมธานี. วารสารพยาบาลสาธารณสุข. 2561;32(2): 23-40.
6. สุกัญญา กาญจนบัตร. ปัจจัยทำนายของ การกลับไปเสพยาเมทแอมเฟตามีนซ้ำในผู้รับ การบำบัดยาเสพติดของโรงพยาบาล ัญญารักษ์ในประเทศไทย. วารสารการพัฒน สุขภาพชุมชน มหาวิทยาลัยขอนแก่น. 2567;12(3):235-54.

7. Hansen EM, Mejldal A, Nielsen AS. Predictors of readmission following outpatient treatment for alcohol use disorder. *Alcohol Alcohol*. 2020;55(3):291-8. doi:10.1093/alcalc/agaa018.
8. Böckmann V, Lay B, Seifritz E, Kawohl W, Roser P, Habermeyer B. Patient-level predictors of psychiatric readmission in substance use disorders. *Front Psychiatry*. 2019;10:828. doi:10.3389/fpsy.2019.00828.
9. Argyriou E, Bakoyannis G, Wu W, Rattermann MJ, Cyders MA. Individual factors predict substance use treatment course patterns among patients in community-based substance use disorder treatment. *PLoS One*. 2023;18(1): e0280407. doi:10.1371/journal.pone.0280407.
10. González-Santa Cruz A, Mauro PM, Sapag JC, Martins SS, Ruiz-Tagle J, Gaete J, et al. Effect of residential versus ambulatory treatment for substance use disorders on readmission risk in a register-based national retrospective cohort. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2025;60(9):2107-23. doi:10.1007/s00127-025-02865-9.
11. Morel D, Yu KC, Liu-Ferrara A, Caceres-Suriel AJ, Kurtz SG, Tabak YP. Predicting hospital readmission in patients with mental or substance use disorders: a machine learning approach. *Int J Med Inform*. 2020;139:104136.

- doi:10.1016/j.ijmedinf.2020.104136.
12. Steyerberg EW. Clinical prediction models: a practical approach to development, validation, and updating. 2nd ed. Cham: Springer; 2019.
 13. Reif S, Acevedo A, Garnick DW, Fullerton CA. Reducing behavioral health inpatient readmissions for people with substance use disorders: do follow-up services matter? *Psychiatr Serv.* 2017;68(8): 810-8.
doi:10.1176/appi.ps.201600339.
 14. Krawczyk N, Rivera BD, Chang JE, Grivel M, Chen YH, Nagappala S, et al. Strategies to support substance use disorder care transitions from acute-care to community-based settings: a scoping review and typology. *Addict Sci Clin Pract.* 2023;18(1):67.
doi:10.1186/s13722-023-00422-w.
 15. สำนักงานเลขาธิการคณะกรรมการ บำบัดรักษาและฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติด กระทรวงสาธารณสุข. คู่มือการใช้งาน ระบบข้อมูลการบำบัดรักษาและฟื้นฟู ผู้ติดยาเสพติดของประเทศ (บสต.) รูปแบบใหม่ สำหรับสถานฟื้นฟูสมรรถภาพ ผู้ติดยาเสพติด. นนทบุรี: สำนักงานเลขาธิการ คณะกรรมการบำบัดรักษาและฟื้นฟู ผู้ติดยาเสพติด; 2567.
 16. Austin PC. Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples. *Stat Med.* 2009;28(25):3083-107.
doi:10.1002/sim.3697.
 17. Collins GS, Moons KGM, Dhiman P, Riley RD, Beam AL, Van Calster B, et al. TRIPOD+AI statement: updated guidance for reporting clinical prediction models that use regression or machine learning methods. *BMJ.* 2024;385:e078378.
doi:10.1136/bmj-2023-078378.
 18. Moons KGM, Damen JAA, Kaul T, Hooft L, Andaur Navarro C, Dhiman P, et al. PROBAST+AI: an updated quality, risk of bias, and applicability assessment tool for prediction models using regression or artificial intelligence methods. *BMJ.* 2025;388:e082505.
doi:10.1136/bmj-2024-082505.
 19. Riley RD, Archer L, Snell KIE, Ensor J, Dhiman P, Martin GP, et al. Evaluation of clinical prediction models (part 2): how to undertake an external validation study. *BMJ.* 2024;384:e074820.
doi:10.1136/bmj-2023-074820.
 20. สถาบันบำบัดรักษาและฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติด แห่งชาติบรมราชชนนี. คู่มือแนวทางการบำบัดฟื้นฟูผู้ติดยาเสพติดโดยชุมชน เป็นฐาน (CBTx). กรุงเทพฯ: บริษัท ออนป้า จำกัด; 2564.