



Journal of the Psychiatric Association of Thailand

วารสารสมาคมจิตแพทย์ แห่งประเทศไทย

ปีที่ 71 ฉบับที่ 2

เมษายน - มิถุนายน 2569

บรรณาธิการแถลง

แก้ข้อความผิด

นิพนธ์ต้นฉบับ

ลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของพฤติกรรมการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิต

ในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน

กอร์ปบุญ ภาวะกุล

ความสัมพันธ์ของระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์กับคุณภาพการนอนหลับ

ในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นที่โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์

นัยรัตน์ บรรดาศักดิ์, ศศิธร ปริชาวุฒิเดช, จิรดา ประสาทพรศิริโชค

การพัฒนาแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก

ปณินท์ภัส รณธิดาไพศาล, ศรินดา จันทรเพ็ญ, ชาณวิทย์ พรหมดล, เทอดพงศ์ ทองศรีราช, ชาญณรงค์ ชัยอุดมสม, นันทิยา จีระทรัพย์, พิชนีวรรณ อินทร์

ลักษณะทางคลินิกของผู้ป่วยโรคจิตเภทในวัยรุ่นในสถาบันจิตเวชศาสตร์สมเด็จพระยา

ชลัญญา สุขสวัสดิ์, บุรณาท รุ่งลักษณะศิริ, สุทธา สุปัญญา, จรรยพร เจียมเจริญกุล

ความสัมพันธ์ระหว่างระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวชกับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยจิตเวช

ศัทธินา วิเศษสมิต, ณัฐพล โชคโมตรี้

ความเชื่อถือได้และความแม่นยำของแบบวัดการปรับตัวทางสังคมและการทำงานฉบับภาษาไทย

ในผู้ป่วยนอกแผนกจิตเวชที่ไม่มีอาการโรคจิต

ศศิภาณุ แซ่มชื่น, มนัสพร มานัสสถิตย, พิชญวดี จิตโรภาส, รัตนา สายพานิชย์, ปัญจกรณ์ วาสีประโคน, ธนาวัต ประชาสันต์

ความชุกของกลุ่มอาการถอนพิษสุรารุนแรงและปัจจัยที่เกี่ยวข้องในผู้ป่วยภาวะขาดสุราที่ได้รับการปรึกษา

ทางจิตเวช ณ ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย: การศึกษาเชิงพรรณนา

ธนวัฒน์ สุฤทธ, ปุณทริศ ศรีสวาท

อิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจที่มีต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพกับความเหนื่อยล้า

ในการดูแลของผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์

ณัฐนันท์ จันทรดวง, ภาพันธ์ ไทยพิสุทธิกุล, ธนาวัต ประชาสันต์

ความสัมพันธ์และปัจจัยของการเกิดภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจากการใช้ยาริสเพอริโดน

น้ำฝน ปิยะตระกูล, ทวนธน บุญลือ, ชมภูษ วัชรวัชรชัย, ปิยพร ชูชีพ



รายชื่อคณะกรรมการอำนวยการ สมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย พ.ศ. 2569 – 2571

ที่ปรึกษา

พ.อ.หญิง นวพร หิรัญวิวัฒน์กุล
ร.อ.ปิยะวัฒน์ เด่นดำรงกุล
ผศ.นพ.ภูซงค์ เหล่ารุจิสวัสดิ์
นพ.สมนึก หลิมศิริรัตน์

นายก

พล.ร.ต.วสิน บำรุงชีพ

อุปนายก

พญ.พันธุ์นภา กิตติรัตนไพบูลย์

เลขาธิการ

นพ.สุทธา สุปัญญา

เหรัญญิก

ผศ.พญ.จามรี ณ บางช้าง

ปฏิคม

ผศ.นพ.สมบุญ หทัยอยู่สุข

ประธานวิชาการ

รศ.นพ.วรุฒม์ อุ่นจิตสกุล

ประธานวารสาร

ศ.นพ.ธรรมนาถ เจริญบุญ

ฝ่ายวิเทศสัมพันธ์

รศ.พญ.กมลพร วรรณฤทธิ์

นายทะเบียน

นพ.ธิติ ภัคดุรงค์

กรรมการกลาง

ผศ.นพ.ปรภากร ถมียงกูร
ผศ.นพ.ปวรุตม์ พวงศรี
รศ.นพ.พิชัย อภิรัฐสกุล
นพ.ศรุตพันธุ์ จักรพันธุ์ ณ อยุธยา
นพ.สกล ด่านักดี
นพ.สิปณัฐ ศิลาเกษ

Advisor

Col. Nawaporn Hirunviwatgul, M.D.
Flt.Lt. Piyawat Dendumrongkul, M.D.
Asst.Prof.Puchong Laurujisawat, M.D.
Somnuk Limsiroratana, M.D.

President

RAdm.Wasin Bamrungcheep, M.D.

Vice-President

Phunnapa Kittirattanapaiboon, M.D.

Secretary-General

Suttha Supanya, M.D.

Treasurer

Asst.Prof.Jammaree Na Bangxang, M.D.

Chairman for Social Affairs

Asst.Prof.Somboon Hataiyusuk, M.D.

Chairman for Academic Affairs

Assoc.Prof.Warut Aunjitsakul, M.D.

Chairman for Journal

Prof.Thammanard Chareernboon, M.D.

Chairman for International Affairs

Assoc.Prof.Kamonporn Wannarit, M.D.

Registrar

Thiti Phakdurong, M.D.

Committee Members

Asst.Prof.Prakarn Thomyangkoon, M.D.
Asst.Prof.Pavarud Puangsri, M.D.
Assoc.Prof.Pichai Ittasakul, M.D.
Sarutabhandu Chakrabhandu Na Ayutaya, M.D.
Sakol Danpakdee, M.D.
Sipanut Silaket, M.D.



วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย

วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย จัดทำโดยสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย มีวัตถุประสงค์เพื่อเป็นช่องทางสำหรับบุคลากรทางการแพทย์และสุขภาพจิตในการเผยแพร่ผลงานวิชาการด้านจิตเวชศาสตร์และสุขภาพจิต โดยวารสารสมาคมจิตแพทย์ฯ ออกปีละ 4 ฉบับ ในเดือนมีนาคม มิถุนายน กันยายน และธันวาคม

E-ISSN: 2697-4126

การติดต่อ

สำนักงานเลขาธิการสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย กองจิตเวชและประสาทวิทยา
ชั้น 15 อาคารเฉลิมพระเกียรติฯ โรงพยาบาลพระมงกุฎเกล้า
315 ถนนราชวิถี แขวงทุ่งพญาไท เขตราชเทวี กรุงเทพมหานคร 10400
หมายเลขโทรศัพท์ 081 923 0162 Email: psychiatricjournalthailand@gmail.com

การส่งบทความ

ส่งบทความผ่านระบบออนไลน์ TCI Thai Jo โดยผู้พิมพ์สามารถส่งบทความได้ที่
www.tci-thaijo.org/index.php/JPAT/index



กองบรรณาธิการ (Editorial Board)

บรรณาธิการกิตติมศักดิ์

ศ.พญ.สุวรรณา อรุณพงศ์ไพศาล
มหาวิทยาลัยขอนแก่น

Honorary Editor

Professor Suwanna Arunpongpaisal, MD, MSc
Khon Kaen University

บรรณาธิการ

ศ.ดร.นพ.ธรรมนาถ เจริญบุญ
มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์

Editor-in-Chief

Professor Thammanard Chareernboon, MD, MSc, PhD
Thammasat University

รองบรรณาธิการ

รศ.พญ.ภาพันท์ ไทยพิสุทธิกุล
มหาวิทยาลัยมหิดล
ผศ.ดร.นพ.วรภัทร รัตอาภา
มหาวิทยาลัยมหิดล
รศ.ดร.พญ.ติรยา เลิศหัตถศิลป์
มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์
รศ.พญ.ฐิติพร ศุภสิทธิ์อารัง
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

Associate Editor

Associate Professor Papan Thaipisuttikul, MD
Mahidol University
Assistant Professor Woraphat Ratta-apha, MD, PhD
Mahidol University
Associate Professor Tiraya Lerthattasilp, MD, PhD
Thammasat University
Associate Professor Thitiporn Supasitthumrong, MD
Chulalongkorn University

กองบรรณาธิการฝ่ายจัดการ

น.ส.สิริลักษณ์ ไชยสิทธิ์

Managing Staffs

Miss Siriluck Chaiyasit

วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย

ปีที่ 71 ฉบับที่ 2

เมษายน - มิถุนายน 2569

สารบัญ

บรรณาธิการแถลง

A

แก้ข้อความผิด

B

นิพนธ์ต้นฉบับ

- ลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของพฤติกรรมการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิต
ในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน 114
กอร์ปบุญ ภาวะกุล
- ความสัมพันธ์ของระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์กับคุณภาพการนอนหลับ
ในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นที่โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ 126
นัยรัตน์ บรรดาศักดิ์, ศศิธร ปรีชาวุฒิมิเดช, จิรดา ประสาทพรศิริโชค
- การพัฒนาแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก 140
ปิ่นณันท์ ธนอริยาไพศาล, ศรินดา จันทร์เพ็ญ, ชาญวิทย์ พรนภดล, เทอดพงศ์ ทองศรีราช,
ชาญณรงค์ ชัยอุดมสม, นันทิยา จีระทรัพย์, พัทธนีวรรณ อินตะ
- ลักษณะทางคลินิกของผู้ป่วยโรคจิตเภทในวัยรุ่นในสถาบันจิตเวชศาสตร์สมเด็จพระเจ้าพระยา 152
ชณัญญา สุขสวัสดิ์, บุรณาด รุ่งลักษณะศิริ, สุทธา สุปัญญา, จรยพร เจียมเจริญกุล
- ความสัมพันธ์ระหว่างระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวช 164
กับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยจิตเวช
คัทลียา วิเศษสมิต, ณัฐพล โชคไมตรี
- ความเชื่อถือได้และความมั่นคงของแบบวัดการปรับตัวทางสังคมและการทำงานฉบับภาษาไทย 174
ในผู้ป่วยนอกแผนกจิตเวชที่ไม่มีอาการโรคจิต
ศศิภาณุ แซ่มชื่น, มนัสพร มานัสสถิตย์, พิชญวดี จิตตโรภาส, รัตนา สายพานิชย์, ปัญญกรณ์ วาฬีประโคน,
ธนาวดี ประชาสันต์
- ความทุกข์ของกลุ่มอาการถอนพิษสุรารุนแรงและปัจจัยที่เกี่ยวข้องในผู้ป่วยภาวะขาดสุราที่ได้รับ 187
การปรึกษาทางจิตเวช ณ ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย: การศึกษาเชิงพรรณนา
ธนวัฒน์ สุหฤท, ปุณทริก ศรีสวาท
- อิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจที่มีต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพกับความเหนื่อยล้า 202
ในการดูแลของผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์
ณัฐนันท์ จันทร์ดวง, ภาพันธ์ ไทยพิสุทธิกุล, ธนาหวดี ประชาสันต์
- ความสัมพันธ์และปัจจัยของการเกิดภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจากการใช้ยาริสเพอริโดน 214
น้ำฝน ปิยะตระกูล, ทวนธน บุญลือ, ชมกฤษ วัระวัณชัย, ปิยพร ชูชีพ



Journal of the Psychiatric Association of Thailand

Volume 71 Number 2

April - June 2026

CONTENTS

EDITORIAL

A

ERRATUM

B

ORIGINAL ARTICLES

- Characteristics and Risk Factors of Non-Suicidal Self-Injury Behaviors in Children and Adolescents with Depression at Lamphun Hospital 114
Korpboon Pavakul
- The Association between Duration of Social Media Use and Quality of Sleep among Thai Adolescents with Attention-Deficit Hyperactivity Disorder at King Chulalongkorn Memorial Hospital 126
Naiyarat Bandasak, Sasithorn Preechawuttidech, Jirada Prasartpornsirichoke
- Development of Positive Parenting Scale (POPS) 140
Punnapat Thanaariyapaisan, Sirinda Chanpen, Chanvit Pornnoppadol, Therdpong Thongseiratch, Charnnarong Chaiudomsom, Nuntiya Jeerasup, Phatchaneewan Inta
- Exploring Clinical Features of Early Onset Schizophrenia at Somdet Chaopraya Institute of Psychiatry 152
Chananya Suksawatt, Buranat Runglaksameesri, Sutha Supanya, Janyaporn Jiamjaroenkul
- The Association between Caregivers' Mental Health Literacy Levels and the Quality of Life of Psychiatric Patients 164
Kattaleeya Visessmith, Nattaphon Chokemaitree
- Reliability and Validity of the Thai Version of the Work and Social Adjustment Scale in Non-Psychotic Psychiatric Outpatients 174
Sasipang Chamchuen, Manusorn Manatsathit, Pitchayawadee Chittaropas, Ratana Saipanish, Punjaporn Waleeprakhon, Thanavadee Prachason
- Prevalence of Severe Alcohol Withdrawal Syndrome and Its Associated Factors among Alcohol Withdrawal Syndrome Patients Receiving Psychiatric Consultation at The Emergency Department at King Chulalongkorn Memorial Hospital: A Descriptive Study 187
Thanawat Suharit, Puntarik Srisawart
- The Effect of Resilience on the Relationship between Personality and Burden in Caregivers of Patient with Behavioral and Psychological Symptoms of Dementia (BPSD) 202
Natthanan Chanduang, Papan Thaisuttikul, Thanavadee Prachason
- Association and Factors of Risperidone Induced Hyperprolactinemia 214
Namfon Piyatrakul, Tuanthon Boonlue, Chompoonuch Werawattanachai, Piyaporn Chucheeep

บรรณาธิการแถลง

วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย ฉบับที่ 2 ประจำปี พ.ศ. 2569 มีบทความตีพิมพ์ทั้งสิ้น 9 เรื่อง ครอบคลุมหัวข้อที่หลากหลาย ได้แก่ จิตวิทยาคลินิก จิตเวชเด็กและวัยรุ่น จิตเวชทั่วไป และจิตเวชผู้สูงอายุ ทั้งนี้ ผมและกองบรรณาธิการขอขอบคุณผู้นิพนธ์ทุกท่านที่ส่งบทความมายังวารสารสมาคมจิตแพทย์ฯ และขอขอบคุณผู้ทรงคุณวุฒิทุกท่านที่กรุณาประเมินบทความในฉบับนี้

สุดท้ายนี้ วารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย ขอเชิญชวนผู้สนใจทุกท่านร่วมส่งบทความเพื่อตีพิมพ์ในวารสารสมาคมจิตแพทย์ฯ อันจะเป็นการเผยแพร่ผลงานวิจัยและแลกเปลี่ยนองค์ความรู้ด้านจิตเวชศาสตร์ของประเทศไทยต่อไป

ธรรมนาถ เจริญบุญ
บรรณาธิการ

แก้ข้อผิดพลาด (Erratum)

อ้างอิงถึงบทความวิจัยเรื่อง “ความชุกและปัจจัยที่เกี่ยวข้องกับภาวะซึมเศร้าและวิตกกังวลในบุคลากรทางการแพทย์ภายหลังการระบาดของโควิด-19 (Prevalence and Associated Factors of Depression and Anxiety Among Healthcare Workers Following the COVID-19 Pandemic)” โดย ดุษฎี สกุลเวสสะ (Dussadee Sakunwetsa) ได้รับการตีพิมพ์ในวารสารสมาคมจิตแพทย์แห่งประเทศไทย พ.ศ. 2568 ปีที่ 70 ฉบับที่ 2 หน้า 241 - 249

ภายหลังจากบทความได้รับการเผยแพร่ ผู้เขียนได้ตรวจพบข้อผิดพลาดในบทความ จึงมีความประสงค์ขอแก้ไขข้อมูลโดยมีรายละเอียดดังนี้

ส่วนที่ผิด หน้า 246

เมื่อวิเคราะห์ภาวะซึมเศร้าโดยแยกตามรายวิชาชีพ พบว่าสามกลุ่มแรกที่มีภาวะซึมเศร้ามากที่สุด ได้แก่ เจ้าพนักงานเภสัชกรรม (ร้อยละ 75) ผู้ช่วยพยาบาล (ร้อยละ 33.3) และพยาบาลวิชาชีพ (ร้อยละ 21.9) อย่างไรก็ตามเมื่อวิเคราะห์ความแตกต่างระหว่างกลุ่มวิชาชีพกับภาวะซึมเศร้าโดยใช้ Chi-Square test พบว่าไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($P = 0.564$) ในขณะที่เมื่อนำรายวิชาชีพมาวิเคราะห์หาความแตกต่างระหว่างกลุ่มวิชาชีพกับค่าคะแนน PHQ-9 โดย Kruskal-Wallis test ก็พบว่าไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติเช่นกัน ($P = 0.194$) กลุ่มที่มีภาวะวิตกกังวลสูงสุดสามอันดับแรก ได้แก่ เจ้าพนักงานเภสัชกรรม (ร้อยละ 40) ผู้ช่วยพยาบาล (ร้อยละ 33.3) และแพทย์ (ร้อยละ 30.56)

แก้ไขเป็น

เมื่อวิเคราะห์ภาวะซึมเศร้าโดยแยกตามรายวิชาชีพ เมื่อพิจารณาในเชิงร้อยละ พบว่าสามกลุ่มแรกที่มีสัดส่วนภาวะซึมเศร้าสูงสุด ได้แก่ เจ้าพนักงานเภสัชกรรม (ร้อยละ 42.9) ผู้ช่วยพยาบาล (ร้อยละ 25.0) และพยาบาลวิชาชีพ (ร้อยละ 21.9) อย่างไรก็ตามเมื่อวิเคราะห์ความแตกต่างระหว่างกลุ่มวิชาชีพกับภาวะซึมเศร้าโดยใช้ Pearson Chi-Square test พบว่าไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($P = 0.564$) ในขณะที่เมื่อนำรายวิชาชีพมาวิเคราะห์หาความแตกต่างระหว่างกลุ่มวิชาชีพกับค่าคะแนน PHQ-9 โดย Kruskal-Wallis test ก็พบว่าไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติเช่นกัน ($P = 0.194$) สามกลุ่มแรกที่มีสัดส่วนภาวะวิตกกังวลสูงสุด ได้แก่ แพทย์ (ร้อยละ 30.56) เจ้าพนักงานเภสัชกรรม (ร้อยละ 28.57) และผู้ช่วยพยาบาล (ร้อยละ 25.00)

ส่วนที่ผิด ตารางที่ 3 หน้า 247

แก้ไขเป็น

ตารางที่ 3 ความชุกของภาวะซึมเศร้าและวิตกกังวลแยกตามวิชาชีพ รวมถึงการวิเคราะห์ความแตกต่างระหว่างกลุ่มด้วย Kruskal-Wallis test และการวิเคราะห์โดยใช้ Pearson Chi-square

ตัวแปร	คะแนน	Kruskal- Wallis test	จำนวนคน (ร้อยละ)	จำนวนคน (ร้อยละ)	Chi-square
PHQ-9 แยกตามวิชาชีพ	ค่าเฉลี่ย (SD)	p-value	ไม่มีภาวะซึมเศร้า (< 9 คะแนน)	มีภาวะซึมเศร้า (≥ 9 คะแนน)	p-value
แพทย์	3.97 (3.485)	0.194	29 (80.6)	7 (19.4)	0.564
พยาบาลวิชาชีพ	3.93 (4.334)		139 (78.1)	39 (21.9)	
ผู้ช่วยพยาบาล	3.00 (6.000)		3 (75.0)	1 (25.0)	
เภสัชกร	4.71 (2.889)		15 (88.2)	2 (11.8)	
เจ้าพนักงานเภสัชกรรม	5.14 (5.14)		4 (57.1)	3 (42.9)	
นักกายภาพบำบัด	2.54 (3.176)		21 (87.5)	3 (12.5)	
นักโภชนาการ	3.40 (3.239)		9 (90.0)	1 (10.0)	
GAD-7 แยกตามวิชาชีพ			ไม่มีภาวะวิตกกังวล (< 10 คะแนน)	มีภาวะวิตกกังวล (≥ 10 คะแนน)	
แพทย์	4.28 (4.124)	0.011*	25 (69.44)	11 (30.56)	0.001*
พยาบาลวิชาชีพ	2.21 (2.938)		167 (93.82)	11 (6.18)	
ผู้ช่วยพยาบาล	2.50 (5.000)		3 (75.00)	1 (25.00)	
เภสัชกร	3.71 (3.721)		16 (94.11)	1 (5.89)	
เจ้าพนักงานเภสัชกรรม	4.86 (4.880)		5 (71.43)	2 (28.57)	
นักกายภาพบำบัด	2.29 (2.510)		23 (95.83)	1 (4.17)	
นักโภชนาการ	1.40 (2.011)		10 (100)	0 (0)	

หมายเหตุ จำนวนมีหน่วยเป็น คน (ร้อยละ), ค่าเฉลี่ย หมายถึง ค่าเฉลี่ย (mean) ของคะแนนแบบทดสอบ PHQ-9 (0 - 27 คะแนน) หรือ GAD-7 (0 - 21 คะแนน), * คำนัยสำคัญทางสถิติ (p-value) < 0.05

ลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของพฤติกรรมการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน

กอร์ปบุญ ภาวะกุล*

*กลุ่มงานจิตเวชและยาเสพติด โรงพยาบาลลำพูน

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ เพื่อศึกษาลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของพฤติกรรมการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน และศึกษาความแตกต่างของลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของพฤติกรรมการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิต ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยอายุน้อยกว่า 15 ปี และมากกว่าหรือเท่ากับ 15 ปี

วิธีการศึกษา การศึกษาภาคตัดขวาง (cross-sectional study) ในผู้ป่วยเด็กและวัยรุ่นที่ได้รับการวินิจฉัยโรคซึมเศร้าตาม DSM-5 อายุ 11 - 18 ปี และมีประวัติการทำร้ายตนเองอย่างน้อย 1 ครั้ง ระหว่างเดือนมกราคม - ธันวาคม พ.ศ. 2565 จำนวน 80 คน โดยใช้แบบสอบถามพฤติกรรมทำร้ายตนเอง The Brief Non-Suicidal Self-Injury Assessment Tool (BNSSI-AT) Thai version และแบบสอบถามปัจจัยเสี่ยงต่อการทำร้ายตนเอง ใช้สถิติเชิงพรรณนา, Fisher exact test และ t-test

ผลการศึกษา ผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน ที่ทำร้ายตนเอง 80 คน อายุเฉลี่ย 14.9 ปี เป็นเพศหญิง ร้อยละ 88.7 อายุเฉลี่ยที่ทำร้ายตนเองครั้งแรก 13.1 ปี ความถี่ของพฤติกรรมทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตเฉลี่ย 25 ครั้งต่อปี ร้อยละ 56.3 ใช้วิธีการตั้งแต่ 5 วิธีขึ้นไป ร้อยละ 87.3 ใช้วิธีกรีดข้อมือและแขน ร้อยละ 58.7 มีความเป็นไปได้ที่จะทำร้ายตนเองซ้ำ เหตุผลของการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตที่พบบ่อยที่สุดคือเพื่อระบายความเครียดและความกดดัน ผู้ป่วยส่วนใหญ่ตระหนักว่าต้องต่อสู้กับความรู้สึกที่อยากทำร้ายตนเอง และมองการทำร้ายตนเองเป็นปัญหาต่อชีวิต ร้อยละ 53.8 มองว่าการทำร้ายตนเองส่งผลกระทบต่อคุณค่าความภาคภูมิใจของตนเอง ผู้ป่วยอายุมากกว่าหรือเท่ากับ 15 ปี มองว่าการทำร้ายตนเองส่งผลกระทบต่อทางเลือกใส่เสื้อผ้ามากกว่าอย่างมีนัยสำคัญ ($p = 0.039$) ส่วนผู้ป่วยอายุน้อยกว่า 15 ปี มองว่าการทำร้ายตนเองไม่รบกวนชีวิตมากกว่าอย่างมีนัยสำคัญ ($p = 0.035$) ปัจจัยเสี่ยงของพฤติกรรมทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตที่พบบ่อยที่สุด ได้แก่ การเคยถูกเพื่อนกลั่นแกล้ง และการถูกวิพากษ์วิจารณ์โดยคนในครอบครัว

สรุป ผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน พบว่าส่วนใหญ่ทำร้ายตัวเองด้วยวิธีกรีดแขน เพื่อระบายความเครียด ความกดดัน ปัจจัยเสี่ยงที่พบบ่อย ได้แก่ การถูกกลั่นแกล้งและถูกวิจารณ์โดยคนในครอบครัว ปัจจัยที่ทำให้ผู้ป่วยตระหนักรู้คือการต้องต่อสู้กับความรู้สึกอยากทำร้ายตนเอง และทราบว่าการทำร้ายตัวเองกระทบต่อคุณค่าและความภาคภูมิใจในตนเอง

คำสำคัญ การทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิต โรคซึมเศร้า เด็กและวัยรุ่น

Corresponding author: กอร์ปบุญ ภาวะกุล

กลุ่มงานจิตเวชและยาเสพติด โรงพยาบาลลำพูน

E-mail: kbpavakul@gmail.com

วันรับ 22 สิงหาคม 2568 วันแก้ไข 21 มีนาคม 2569 วันตอบรับ 8 เมษายน 2569

Characteristics and Risk Factors of Non-Suicidal Self-Injury Behaviors in Children and Adolescents with Depression at Lamphun Hospital

Korpboon Pavakul*

**Department of Psychiatry and Drugs, Lamphun Hospital*

ABSTRACT

Objective: To study the characteristics and risk factors of non-suicidal self-injury behaviors in children and adolescents with depression at Lamphun Hospital, and to examine the differences in non-suicidal self-injury behaviors and risk factors between patients younger than 15 years and those aged 15 years and older.

Methods: A cross-sectional study was conducted among 80 patients aged 11 - 18 years diagnosed with depression according to DSM-5 criteria, with a history of at least one self-injury incident between January and December 2022. Data were collected using the Thai version of the Brief Non-Suicidal Self-Injury Assessment Tool (BNSSI-AT) and a risk factor questionnaire. Descriptive statistics, Fisher's exact test, and t-test were used for analysis.

Results: Among 80 children and adolescents with depression who engaged in self-injury at Lamphun Hospital, the mean age was 14.9 years, with 88.7% being female. The mean age of first self-injury was 13.1 years. The average frequency of NSSI was 25 times per year. 56.3% used 5 or more different methods, and 87.3% used wrist cutting. 58.7% showed likelihood of repeated self-injury. The most common reasons for NSSI were to relieve stress and pressure and to manage uncomfortable feelings. Most patients were aware that they needed to fight against feelings of wanting to harm themselves and viewed self-injury as a life problem 53.8% perceived that self-injury affected their self-worth and self-esteem. Patients aged 15 years and older significantly viewed self-injury as affecting their clothing choices more than younger patients ($p = 0.039$), while patients younger than 15 years significantly viewed self-injury as less disruptive to their lives ($p = 0.035$). The most common risk factors for NSSI were bullying by peers and criticism by family members.

Conclusion: Among children and adolescents with depression at Lamphun Hospital, the most common method of self-harm was cutting the arms. The main reasons for self-harm were to relieve stress and emotional pressure. The most frequently reported risk factors were being bullied by peers and being criticized by family members. Factors that increased patients' awareness included struggling with urges to self-harm and recognizing that self-harm negatively affects their self-worth and self-esteem.

Keywords: Non-suicidal self-injury, depression, children and adolescents

Korpboon Pavakul

E-mail: kbpavakul@gmail.com

Received: 22 August 2025 Revised: 21 March 2026 Accepted: 8 April 2026

บทนำ

การทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิต (Non-Suicidal Self-Injury; NSSI) หมายถึง การกระทำใดๆ ที่บุคคลลงใจหรือตั้งใจกระทำให้ร่างกายตนเองได้รับบาดเจ็บ โดยปราศจากเจตนาให้ตนเองเสียชีวิต¹ ความชุกตลอดช่วงชีวิต (lifetime prevalence) ของการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตในวัยรุ่นพบร้อยละ 22 และความชุกในช่วง 1 ปีที่ผ่านมา คือร้อยละ 23.2² ในประเทศไทย อรุณทัยและคณะ³ สำรวจความชุกของการทำร้ายตนเองทุกประเภทใน 6 เดือนที่ผ่านมา ของนักเรียนมัธยมศึกษาตอนปลาย ภาคเหนือ อายุ 15 - 19 ปี พบร้อยละ 45.9 กนกพรและคณะ⁴ สำรวจความชุกของพฤติกรรมทำร้ายตนเอง (self-harm) ในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลสมุทรปราการ พบร้อยละ 59.9 งานวิจัยของ Zhang และคณะ⁵ พบว่าวัยรุ่นที่มีโรคซึมเศร้ามีอัตราการเกิด NSSI สูงถึงร้อยละ 76 นอกจากนี้ NSSI ยังเป็นปัจจัยเสี่ยงสำคัญที่นำไปสู่ความคิดและการพยายามฆ่าตัวตาย โดยพบว่าวัยรุ่นที่มี NSSI เคยพยายามฆ่าตัวตาย ร้อยละ 27 - 30 และ NSSI เพิ่มความเสี่ยงการพยายามฆ่าตัวตายในอนาคตถึง 3 เท่า เมื่อเทียบกับวัยรุ่นที่ไม่มีพฤติกรรมดังกล่าว⁶

จากงานวิจัยพบว่าปัจจัยเสี่ยงสำคัญของ NSSI⁷ ได้แก่ โรคซึมเศร้า⁸ ประสบการณ์เลวร้ายในวัยเด็ก (adverse childhood experiences) โดยเฉพาะการถูกทำร้ายทางอารมณ์และการละเลยทางอารมณ์^{9,10} การกลั่นแกล้งกัน¹¹ สัมพันธภาพที่ไม่ดีในครอบครัว เช่น ขาดความผูกพัน ขาดการสนับสนุน การถูกวิพากษ์วิจารณ์จากพ่อแม่¹²⁻¹⁴ และการรับชมเนื้อหาเกี่ยวกับการทำร้ายตนเอง การในสื่อสังคมออนไลน์¹⁵ รวมถึงการมีเพื่อนที่ทำร้ายตนเอง¹⁶ ในประเทศไทย นิดาและคณะ¹⁷ ได้วิจัยเชิงคุณภาพในผู้ป่วยวัยรุ่นและผู้ใหญ่ตอนต้น อายุ 13 - 29 ปี ที่มีพฤติกรรมทำร้ายตนเอง (self-harm) ในโรงพยาบาลรามาธิบดี พบว่าสภาพแวดล้อม การเลี้ยงดูที่บกพร่องเป็นปัจจัยเสี่ยงเบื้องต้น ได้แก่ การขาดความไวต่ออารมณ์ การถูกวิพากษ์วิจารณ์และการลงโทษ ความขัดแย้งภายในครอบครัวและความรุนแรงในครอบครัว ครอบครัวแตกแยก ความกดดันทางการศึกษา และการตอบสนองที่ไม่เหมาะสมหลัง NSSI

อัจฉราและคณะ¹⁸ ได้ศึกษาการทำร้ายตัวเองในวัยรุ่นที่เป็นกลุ่มประชากรในคลินิก พบว่าอายุระหว่าง 15 - 18 ปี เป็นช่วงที่มีพฤติกรรมดังกล่าวมากที่สุด ร้อยละ 74.1 รองลงมาคือช่วงอายุ 12 - 15 ปี ร้อยละ 23.2 จากงานวิจัยของ Tung และคณะ¹⁹ พบลักษณะของพฤติกรรม NSSI ที่แตกต่างกันในวัยรุ่นตอนต้น

(อายุ 11 - 14 ปี) และวัยรุ่นตอนกลาง (อายุ 15 - 18 ปี) ในด้านแรงจูงใจของการทำร้ายตนเอง พบว่าวัยรุ่นตอนต้นมักมีแรงจูงใจภายใน (intrapersonal motivations) เป็นหลัก เช่น การระบายอารมณ์เจ็บปวดและการลงโทษตัวเอง ขณะที่แรงจูงใจระหว่างบุคคล (interpersonal motivations) มักเกิดจากปัญหาความสัมพันธ์ในครอบครัวและเพื่อน แต่ในวัยรุ่นตอนกลางแรงจูงใจระหว่างบุคคลมีแนวโน้มลดลง ขณะที่แรงจูงใจภายในมีความซับซ้อนมากขึ้น เช่น การสร้างความสัมพันธ์กับเพื่อน การแสวงหาความตื่นเต้น การสื่อสารความทุกข์แก่ผู้อื่น การต่อต้านอำนาจ และความเครียดจากความสัมพันธ์เชิงรัก นอกจากนี้ NSSI ในวัยรุ่นตอนกลางยังสัมพันธ์กับความเสี่ยงต่อการฆ่าตัวตายและภาวะสุขภาพจิตบกพร่องในระดับสูงกว่าวัยรุ่นตอนต้น ด้านการตระหนักรู้ในตนเอง พบว่าวัยรุ่นตอนต้นมีการตระหนักรู้ต่อการทำร้ายตัวเองอย่างจำกัด มักกระทำในลักษณะหุนหันพลันแล่น มองว่าเป็นการจัดการกับปัญหาเพื่อให้รู้สึกดีขึ้นมากกว่าการปรับตัวที่ไม่เหมาะสม จึงไม่ตระหนักถึงผลกระทบระยะยาวและมักซ่อนเร้นพฤติกรรมโดยไม่ขอความช่วยเหลือ²⁰ ในทางตรงกันข้ามวัยรุ่นตอนกลางมีการตระหนักรู้ในตนเองดีขึ้น รับรู้ถึงความสิ้นหวังหรือความรู้สึกเป็นภาระก่อนการทำร้ายตนเอง และพยายามเข้าถึงการช่วยเหลือมากกว่า²¹ ความแตกต่างเหล่านี้ชี้ให้เห็นว่าการดูแลและป้องกัน NSSI ควรปรับให้เหมาะสมกับแต่ละช่วงวัย

จังหวัดลำพูนเป็นจังหวัดที่อัตราการฆ่าตัวตายสำเร็จสูงติดอันดับ 1 ใน 10 ของประเทศ ในปี 2564 มีวัยรุ่นฆ่าตัวตายสำเร็จจำนวน 2 คน วัยรุ่นที่พยายามฆ่าตัวตายเฉลี่ย 4 - 5 คนต่อเดือน สถิติผู้ป่วยโรคซึมเศร้าในคลินิกจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน เพิ่มขึ้นจาก 96 คน ในปี 2563 เป็น 188 คน ในปี 2564 โดยผู้ป่วยเหล่านี้มักมี NSSI และการพยายามฆ่าตัวตายร่วมด้วย ดังนั้นจังหวัดลำพูนจึงถือเป็นพื้นที่ที่พบอัตราพฤติกรรมเสี่ยงและการพยายามฆ่าตัวตายค่อนข้างสูง อย่างไรก็ตาม งานวิจัยในประเทศไทยยังขาดการศึกษาเชิงปริมาณที่อธิบายลักษณะ รูปแบบ และปัจจัยเสี่ยงของ NSSI อย่างเป็นระบบในกลุ่มผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น ซึ่งมีบริบทวัฒนธรรม ระบบครอบครัว และปัจจัยเสี่ยงที่แตกต่างจากประชากรในงานวิจัยต่างประเทศ และยังไม่พบการศึกษาเปรียบเทียบลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของ NSSI ระหว่างกลุ่มอายุในวัยรุ่นไทยมาก่อน รวมถึงในจังหวัดลำพูนยังไม่มีการศึกษาในลักษณะดังกล่าวเช่นเดียวกัน ดังนั้น การศึกษาครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์หลักเพื่อศึกษาลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของพฤติกรรม NSSI ในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่นที่รับการรักษา

ที่โรงพยาบาลลำพูน และมีวัตถุประสงค์รองเพื่อศึกษาความแตกต่างของลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของพฤติกรรม NSSI ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยอายุต่ำกว่า 15 ปี และอายุ 15 ปีขึ้นไป เพื่อนำข้อมูลจากการศึกษานี้เป็นประโยชน์ต่อการพัฒนาการดูแลผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่มี NSSI ให้เหมาะสมกับช่วงวัยอย่างมีประสิทธิภาพ และวางแผนส่งเสริมป้องกันปัญหา NSSI ในพื้นที่ต่อไป

วิธีการศึกษา

การวิจัยนี้เป็นการศึกษาภาคตัดขวาง (cross sectional study) งานวิจัยนี้ได้รับอนุมัติจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยโรงพยาบาลลำพูน LPN 025/2565

ประชากรกลุ่มตัวอย่าง

ประชากร คือ ผู้ป่วยที่เข้ามารับการรักษาในคลินิกจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน อายุ 11 - 18 ปี ระหว่างเดือนมกราคม - ธันวาคม พ.ศ. 2565 ได้รับการวินิจฉัยโรคซึมเศร้าตาม Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders 5th ed. (DSM-5) โดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น ผ่านการสัมภาษณ์ทางคลินิก และทำแบบประเมินภาวะซึมเศร้าในวัยรุ่น (Thai version of The Patient Health Questionnaire for Adolescents; PHQ-A) โดยมีเกณฑ์การคัดเข้า คือ ผู้ป่วยที่ได้รับการวินิจฉัยเป็นโรคซึมเศร้าโดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น และมีประวัติการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตอย่างน้อย 1 ครั้งใน 1 ปี เกณฑ์การคัดออก คือ ผู้ป่วยที่ไม่สามารถอ่าน เขียน และสื่อสารภาษาไทยได้ ผู้ป่วยที่มีภาวะสติปัญญาบกพร่อง ผู้ป่วยไม่ยินยอมหรือไม่ได้รับการยินยอมจากผู้ปกครอง ผู้วิจัยเป็นผู้ชี้แจงรายละเอียดการวิจัยและขอความยินยอมเข้าร่วมวิจัยจากตัวเด็กและผู้ปกครอง โดยใช้เอกสารคำอธิบายโครงการวิจัยและหนังสือแสดงความยินยอมเข้าร่วมโครงการวิจัย ผู้วิจัยเก็บข้อมูลด้วยตนเองโดยใช้แบบสอบถามกระดาษ การคัดเลือกกลุ่มตัวอย่างใช้วิธีการสุ่มแบบตามสะดวก (convenience sampling) โดยรวมผู้ป่วยทุกรายที่เข้ามารับการรักษาในคลินิกจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน ในช่วงระยะเวลาการศึกษา และมีคุณสมบัติตรงตามเกณฑ์การคัดเข้า จนกว่าจะได้จำนวนกลุ่มตัวอย่างครบตามที่กำหนด

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง คำนวณโดยใช้โปรแกรม G*Power version 3.1.9.7 ใช้สูตรการประมาณค่าสัดส่วน (single-proportion) อ้างอิงจากความชุกของ NSSI ในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น จากการศึกษาของ Wang และคณะ²²

พบร้อยละ 55.41 ขนาดประชากร (N) เท่ากับ 96 คน (จำนวนผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่นที่มารับการรักษาที่โรงพยาบาลลำพูน ในปี พ.ศ. 2563) ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ และ power = 0.80 ปรับด้วย finite population correction ได้ขนาดกลุ่มตัวอย่างอย่างน้อย 77 คน เหตุผลในการแบ่งกลุ่มตัวอย่างโดยใช้อายุ 15 ปี เป็นจุดตัด มีพื้นฐานมาจากแนวคิดด้านพัฒนาการวัยรุ่น ซึ่งแบ่งออกเป็นวัยรุ่นตอนต้น (early adolescence อายุ 11 - 14 ปี) และวัยรุ่นตอนกลาง (middle adolescence อายุ 15 - 18 ปี) โดยทั้งสองช่วงมีความแตกต่างกันด้านพัฒนาการสมอง อารมณ์ และพฤติกรรมอย่างชัดเจน²³ และงานวิจัยของ Tung และคณะ¹⁹ ที่รายงานว่าสองกลุ่มนี้มีเหตุจูงใจในการทำร้ายตัวเองแตกต่างกัน รวมถึงงานวิจัยที่พบว่าอายุเริ่มต้นของ NSSI สูงสุดในช่วง 14 - 15 ปี ทำให้อายุ 15 ปี เป็นจุดเปลี่ยนผ่านที่มีนัยสำคัญทางระบาดวิทยา²⁴

เครื่องมือที่ใช้ในการศึกษา

เครื่องมือที่ใช้ในการศึกษา ประกอบด้วย 2 ส่วน คือ ส่วนที่ 1 ประกอบด้วย 1) ข้อมูลส่วนตัวจำนวน 4 ข้อ ได้แก่ เพศ อายุ เกรดเฉลี่ย ผู้ดูแลหลัก 2) แบบสอบถามปัจจัยเสี่ยงต่อพฤติกรรมทำร้ายตนเอง จากการทบทวนวรรณกรรม จำนวน 10 ข้อ แบ่งเป็น ปัจจัยเสี่ยงด้านความสัมพันธ์ในครอบครัว 2 ข้อ ได้แก่ การปรึกษากับคนในครอบครัว การถูกวิพากษ์วิจารณ์ ปัจจัยเสี่ยงด้านการได้รับประสบการณ์เลวร้ายในวัยเด็ก 5 ข้อ ได้แก่ การทำร้ายทางร่างกาย การทำร้ายทางอารมณ์การถูกคุกคามทางเพศ การถูกเพิกเฉย การพบเห็นความรุนแรงในครอบครัว ปัจจัยเสี่ยงด้านการถูกเพื่อนกลั่นแกล้งจำนวน 1 ข้อ และปัจจัยด้านสื่อสังคมออนไลน์จำนวน 2 ข้อ ได้แก่ การเคยเห็นเพื่อนหรือคนรู้จักทำร้ายตัวเอง และการเห็นตัวอย่างการทำร้ายตนเองจากเพื่อนหรือสื่อออนไลน์ โดยแบ่งการประเมินเป็น 3 ระดับ ไม่เคย เคยบางครั้ง เคยบ่อยๆ แบบสอบถามปัจจัยเสี่ยงดังกล่าวได้มีการทำ content validity โดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น นักจิตวิทยา และนักสังคมสงเคราะห์ จำนวนทั้งหมด 3 ท่าน โดยข้อคำถามที่ได้คะแนนมากกว่า 0.5 จะถูกบรรจุในข้อคำถาม และได้ทำการทดสอบนำร่อง (pilot test) กับผู้ป่วยวัยรุ่นโรคซึมเศร้าที่มีประวัติการทำร้ายตนเอง และมีคุณสมบัติตรงตามเกณฑ์คัดเข้า แต่ไม่ใช่กลุ่มตัวอย่างหลัก จำนวน 10 ราย เพื่อตรวจสอบความชัดเจนของข้อคำถาม ความเข้าใจของผู้ตอบ และระยะเวลาที่ใช้ในการตอบแบบสอบถาม พบว่าผู้ป่วยทุกรายสามารถเข้าใจและตอบแบบสอบถามได้ครบถ้วนโดยใช้เวลาเฉลี่ยประมาณ 10 - 15 นาที ไม่มีข้อคำถามที่ต้องปรับแก้ และมีค่า Cronbach's alpha coefficient ของข้อคำถามปัจจัยเสี่ยง 9 ข้อ

(ข้อ 2 - 10) เท่ากับ 0.76 โดยข้อ 1 (การปรึกษาคนในครอบครัว) เป็นตัวแปรปัจจัยป้องกัน (protective factor) จึงวิเคราะห์แยกต่างหากจากข้อคำถามปัจจัยเสี่ยง

ส่วนที่ 2 เครื่องมือการประเมินพฤติกรรมการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตฉบับย่อ (The Brief Non-Suicidal Self-injury Assessment Tool (BNSSI-AT)) พัฒนาโดย Cornell Research Program on Self-Injury and Recovery²⁵ แปลฉบับภาษาไทยโดย พญ.เวณี อุบลศรี, พญ.ศิริรัตน์ อุฬารัตน์ กลุ่มงานจิตเวชเด็กและวัยรุ่น สถาบันสุขภาพเด็กแห่งชาติมหาราชินี ในปี 2563 ประกอบด้วย 5 หัวข้อหลัก ได้แก่

- 1) รูปแบบพฤติกรรมทำร้ายตนเอง จำนวน 15 ข้อ เช่น กรีด เหว เกา กัด กินสารเคมี ทบ ต่อย เป็นต้น
- 2) เหตุผลของการทำร้ายตนเอง จำนวน 19 ข้อ เช่น การควบคุมอารมณ์ การระบายความเครียด การลงโทษตนเอง และการดึงดูดความสนใจ แบ่งเป็น 4 ระดับ ไม่เห็นด้วยอย่างยิ่ง ค่อนข้างไม่เห็นด้วย ค่อนข้างเห็นด้วย และเห็นด้วยอย่างยิ่ง
- 3) ความถี่และช่วงเวลา อายุที่เริ่มทำครั้งแรก ครั้งล่าสุด ที่ทำร้ายตนเอง ความเป็นไปได้ที่จะทำซ้ำ จำนวนครั้งที่ทำ
- 4) ตำแหน่งที่เกิดบาดแผล เช่น ข้อมือ แขน ขา ต้นขา เป็นต้น
- 5) การตระหนักต่อการทำร้ายตนเอง จำนวน 7 ข้อ แบ่งเป็น 5 ระดับ ไม่เห็นด้วยอย่างยิ่ง ค่อนข้างไม่เห็นด้วย ไม่มีความเห็น ค่อนข้างเห็นด้วย และเห็นด้วยอย่างยิ่ง
- 6) ผลกระทบต่อชีวิต จำนวน 7 ข้อ เช่น ผลกระทบต่อความสัมพันธ์ การดูแลตนเอง และการเห็นคุณค่าตนเอง เป็นต้น

เครื่องมือต้นฉบับภาษาอังกฤษมี construct validity สามารถจำแนกพฤติกรรมการทำร้ายตนเองแบบไม่เจตนาให้เสียชีวิตออกจากความคิดหรือพฤติกรรมฆ่าตัวตายได้ และมี concurrent validity ในระดับสูงกับเครื่องมือ Functional Assessment of Self-Mutilation (FASM) ($r = .75$) โดยมีค่าความเชื่อมั่นภายใน Cronbach's $\alpha = 0.70 - 0.89$ ²⁵ สำหรับฉบับแปลภาษาไทย แม้ยังไม่มีรายงาน psychometric properties ที่ตีพิมพ์อย่างเป็นทางการ แต่เครื่องมือนี้ได้รับการแปลและใช้ในหลายภาษา เช่น ภาษาอิตาลี ภาษาจีน ภาษาญี่ปุ่น และภาษาอาหรับ โดยยังคงโครงสร้างและเนื้อหาตามต้นฉบับ สะท้อนถึงความเหมาะสมในการใช้ข้ามวัฒนธรรม

การวิเคราะห์ข้อมูล (statistical analysis)

วิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรม SPSS Statistics version

26.0 กำหนดระดับนัยสำคัญที่ $p < 0.05$ ไม่พบข้อมูลขาดหาย (missing data) จึงใช้ complete-case analysis ในทุกการวิเคราะห์ ใช้สถิติเชิงพรรณนาเป็นค่าร้อยละสำหรับข้อมูลเชิงกลุ่ม และค่าเฉลี่ย $\pm$ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (mean $\pm$ SD) สำหรับข้อมูลต่อเนื่อง สำหรับการเปรียบเทียบระหว่าง 2 กลุ่มอายุ ใช้สถิติ Fisher's exact test สำหรับข้อมูลเชิงกลุ่ม มีความถี่คาดหวัง (expected frequency) น้อยกว่า 5 และใช้ Independent samples t-test สำหรับข้อมูลต่อเนื่อง เนื่องจากกลุ่มตัวอย่างในการศึกษาครั้งนี้มีขนาด 80 คน ซึ่งมากกว่า 30 คนขึ้นไป การกระจายตัวของข้อมูลจึงสามารถอนุมานได้ว่าการกระจายตัวแบบปกติ (normal distribution) ตามทฤษฎีบทขีดจำกัดกลาง (Central Limit Theorem)

ผลการศึกษา

ผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่นในคลินิกจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน ระหว่างเดือนมกราคม - ธันวาคม พ.ศ. 2565 ที่เข้าเกณฑ์การศึกษา จำนวน 80 คน ร้อยละ 88.7 ของผู้ป่วย เป็นเพศหญิง อายุเฉลี่ย 14.9 ปี และผลการเรียนเฉลี่ยเกรด 3 ผู้ป่วยร้อยละ 51.2 อายุต่ำกว่า 15 ปี ผู้ป่วยร้อยละ 71.2 อยู่กับพ่อแม่และแม่ และพ่อหรือแม่

ลักษณะพฤติกรรมทำร้ายตนเอง

อายุเฉลี่ยที่ผู้ป่วยทำร้ายตนเองครั้งแรกคืออายุ 13.1 ปี โดยผู้ป่วยอายุน้อยกว่า 15 ปี มีอายุเฉลี่ยที่ทำร้ายตนเองครั้งแรกต่ำกว่าอีกกลุ่มอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < 0.01$) และความถี่ในการทำร้ายตนเองอยู่ที่ 25 ครั้งต่อปี ผู้ป่วยร้อยละ 56.3 มีวิธีการที่เคยทำร้ายตนเองมากกว่า 5 วิธีขึ้นไป โดยวิธีที่พบมากที่สุดคือ กรีดข้อมือและแขน ร้อยละ 87.3 รายละเอียดวิธีอื่นๆ **แสดงในตารางเสริม 1** ผู้ป่วยส่วนใหญ่ทำร้ายตนเองครั้งล่าสุดไม่เกิน 1 สัปดาห์ที่ผ่านมา และร้อยละ 58.7 มีแนวโน้มที่จะทำร้ายตนเองซ้ำอีก **(ตารางที่ 1)**

เหตุผลและการตระหนักต่อการทำร้ายตนเอง

เหตุผลส่วนใหญ่ของการทำร้ายตนเอง ทำเพื่อระบายความเครียด ความกดดัน ความไม่สบายใจ และทำให้เกิดความรู้สึกอะไรบางอย่าง ผู้ป่วยส่วนน้อยทำตามเพื่อนและทำเพื่อให้บางคนเจ็บปวดหรือเจ็บใจ การตระหนักต่อการทำร้ายตนเอง ผู้ป่วยส่วนใหญ่ตอบว่าต้องต่อสู้กับความอยากทำร้ายตนเอง และต้องการหยุดแต่ไม่สามารถทำได้ และมองว่าการทำร้ายตนเองเป็นปัญหาต่อชีวิต ผู้ป่วยทั้ง 2 กลุ่มอายุ รายงานถึงเหตุผลและการตระหนักต่อการทำร้ายตนเองไปในทิศทางเดียวกัน **(ตารางที่ 2)**

ตารางที่ 1 แสดงลักษณะพฤติกรรมทำร้ายตนเอง

ลักษณะพฤติกรรมทำร้ายตนเอง	ทั้งหมด	อายุ < 15 ปี	อายุ ≥ 15 ปี	P-value
จำนวนผู้ป่วย	80 (100)	41 (51.2)	39 (48.8)	
เพศ				
ชาย	9 (11.3)	2 (4.9)	7 (18.0)	0.084
หญิง	71 (88.7)	39 (95.3)	32 (82)	
อายุ (mean ± SD)	14.9 ± 1.8	13.5 ± 1.2	16.4 ± 1.1	<0.001
เกรด (mean ± SD)	3 ± 0.7	3 ± 0.6	3 ± 0.7	0.647
อาศัยอยู่กับ				
พ่อและแม่	34 (42.5)	15 (36.6)	19 (48.7)	0.212
พ่อหรือแม่	23 (28.7)	11 (26.8)	12 (30.8)	
ญาติ	16 (20.0)	12 (29.3)	4 (10.3)	
อื่นๆ	7 (8.8)	3 (7.3)	4 (10.3)	
วิธีการที่เคยทำร้ายตนเอง				
1 วิธี	8 (10.0)	4 (9.7)	4 (10.2)	0.752
2 - 4 วิธี	27 (33.7)	15 (36.6)	12 (30.8)	
ตั้งแต่ 5 วิธีขึ้นไป	45 (56.3)	22 (53.7)	53 (59.0)	
ครั้งล่าสุดที่ทำร้ายตนเอง				
<1 สัปดาห์	34 (42.4)	18 (43.9)	16 (41.0)	0.806
1 สัปดาห์ - <1 เดือน	19 (23.8)	11 (26.8)	8 (20.5)	
1 เดือน - 6 เดือน	19 (23.8)	8 (19.5)	11 (28.2)	
>6 เดือน	8 (10.0)	4 (9.8)	4 (10.3)	
การทำร้ายตนเองซ้ำ				
เป็นไปได้อย่างมาก	26 (32.5)	15 (36.6)	11 (28.2)	0.937
เป็นไปได้	21 (26.2)	10 (24.4)	11 (28.2)	
ไม่แน่ใจ	24 (30.0)	12 (29.3)	12 (30.8)	
ไม่เกิดขึ้นอีก	9 (11.3)	4 (9.7)	5 (12.8)	
อายุที่ทำร้ายตนเองครั้งแรก (mean ± SD)	13.1 ± 2.0	12.1 ± 1.5	14.2 ± 2.0	<0.001
ความถี่การทำร้ายตนเอง(ครั้ง/ปี) (mean ± SD)	25.1 ± 53.5	23.9 ± 56.4	26.4 ± 51.0	0.858

หมายเหตุ: ข้อมูลแสดงเป็นจำนวน (ร้อยละ) สำหรับตัวแปรจัดกลุ่ม และค่าเฉลี่ย ± ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (mean ± SD) สำหรับตัวแปรเชิงต่อเนื่อง เปรียบเทียบอายุใช้ Fisher's exact test สำหรับตัวแปรจัดกลุ่ม และ Independent t-test สำหรับตัวแปรเชิงต่อเนื่อง * p-value < 0.05 ถือว่ามีนัยสำคัญทางสถิติ

ผลกระทบต่อการทำร้ายตนเอง

ร้อยละ 53.8 มองว่าการทำร้ายตนเองส่งผลกระทบต่อคุณค่าความภาคภูมิใจของตนเอง ร้อยละ 41.3 กระทบความสัมพันธ์ และร้อยละ 37.5 กระทบความสามารถในการจัดการภาระงาน เมื่อเปรียบเทียบทั้ง 2 กลุ่ม พบว่าผู้ป่วยอายุ

มากกว่า 15 ปี มองว่าส่งผลต่อการเลือกใส่เสื้อผ้ามากกว่าอีกกลุ่มอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p = 0.039$) ส่วนกลุ่มอายุน้อยกว่า 15 ปี คิดว่าการทำร้ายตนเองไม่กระทบชีวิตมากกว่ากลุ่มที่อายุมากกว่าอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p = 0.035$)

ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 2 แสดงคะแนนค่าเฉลี่ยของเหตุผลและการตระหนักรู้ต่อการทำร้ายตนเอง

การทำร้ายตนเอง	ทั้งหมด (mean ± SD)	อายุ < 15 ปี (mean ± SD)	อายุ ≥ 15 ปี (mean ± SD)	P-value
เหตุผล				
ระบายความเครียด ความกดดัน	3.6 ± 0.6	3.6 ± 0.7	3.6 ± 0.5	0.702
จัดการความรู้สึกไม่สบายใจ	3.5 ± 0.8	3.5 ± 0.8	3.5 ± 0.8	0.997
ทำให้เกิดความรู้สึกอะไรบางอย่าง	3.2 ± 0.8	3.1 ± 0.8	3.3 ± 0.9	0.392
ทำให้ใครบางคนตกใจ หรือเจ็บปวด	1.6 ± 0.9	1.6 ± 0.9	1.6 ± 0.8	0.881
ทำตามเพื่อน	1.4 ± 0.7	1.4 ± 0.7	1.4 ± 0.8	0.857
การตระหนัก				
ต้องต่อสู้กับความรู้สึกอยากทำร้ายตนเอง	3.8 ± 1.1	3.8 ± 1.1	3.8 ± 1.1	0.892
การทำร้ายตนเองเป็นปัญหาต่อชีวิต	3.4 ± 1.2	3.4 ± 1.2	3.4 ± 1.2	0.991
ต้องการหยุดแต่ไม่สามารถหยุดทำได้	3.4 ± 1.2	3.3 ± 1.3	3.5 ± 1.1	0.414
ไม่ต้องการความช่วยเหลือหยุดด้วยตนเองได้	3.1 ± 1.4	3.0 ± 1.4	3.2 ± 1.4	0.631
สามารถควบคุมความรู้สึกอยากทำร้ายตนเองได้ง่าย	2.9 ± 1.2	2.8 ± 1.3	2.9 ± 1.2	0.611

หมวดเหตุผล; คะแนนสูง หมายถึง เหตุผลนั้นเป็นแรงจูงใจหลักในการทำร้ายตนเองมากกว่า, หมวดการตระหนัก; คะแนนสูง หมายถึง มีการตระหนักรู้ต่อผลกระทบของ NSSI มากกว่า, เปรียบเทียบอายุ ใช้ Independent t-test, * p-value < 0.05 ถือว่ามีนัยสำคัญทางสถิติ

ปัจจัยเสี่ยงต่อพฤติกรรมทำร้ายตนเอง

ปัจจัยเสี่ยงต่อพฤติกรรมทำร้ายตนเองที่พบบ่อย ได้แก่ ร้อยละ 78.7 ของผู้ป่วย เคยถูกเพื่อนกลั่นแกล้ง ร้อยละ 75 เคยถูกวิพากษ์วิจารณ์โดยคนในครอบครัว และร้อยละ 73 เคยเห็นการทะเลาะกันรุนแรงในครอบครัว อย่างไรก็ตาม ผู้ป่วยส่วนใหญ่ ร้อยละ 68.7 ยังปรึกษาปัญหาเกี่ยวกับคนในครอบครัว ร้อยละ 65 ของผู้ป่วยทั้งหมด เคยเห็นคนทำร้ายตนเอง แต่มีเพียงร้อยละ 38.3 ที่ทำร้ายตนเองตามคนรู้จักหรือสื่อออนไลน์ (ตารางที่ 4)

วิจารณ์

การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาลักษณะและปัจจัยเสี่ยงของ NSSI ในผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่นที่มารักษาในคลินิกจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน จำนวน 80 คน และเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างกลุ่มอายุน้อยกว่า 15 ปี กับ 15 ปีขึ้นไป ผลการศึกษาพบว่า อายุเฉลี่ยที่ทำร้ายตนเองครั้งแรก 13.1 ปี วิธีการที่พบบ่อยที่สุดคือการกรีดข้อมือและแขน โดยมีความถี่เฉลี่ย 25 ครั้งต่อปี ผู้ป่วยร้อยละ 58.7 มีความเป็นไปได้ที่จะทำร้ายตนเองซ้ำ เหตุผลหลักคือการระบายความเครียดและความกดดัน ผู้ป่วยส่วนใหญ่ตระหนักว่าต้องต่อสู้กับความรู้สึกอยากทำร้ายตนเอง ต้องการหยุดแต่ไม่สามารถทำได้ และมองว่า

การทำร้ายตนเองส่งผลกระทบต่อคุณค่าและความภาคภูมิใจของตนเอง ปัจจัยเสี่ยงที่พบบ่อยที่สุดคือการถูกเพื่อนกลั่นแกล้ง และการถูกวิพากษ์วิจารณ์โดยคนในครอบครัว เมื่อเปรียบเทียบระหว่างกลุ่มอายุ พบว่าผู้ป่วยอายุ 15 ปีขึ้นไป มองว่า NSSI ส่งผลกระทบต่อทางเลือกสวมใส่เสื้อผ้ามากกว่า ขณะที่ผู้ป่วยอายุน้อยกว่า 15 ปี มองว่า NSSI ไม่รบกวนชีวิตมากกว่าอย่างมีนัยสำคัญ

อายุเริ่มแรกที่ทำร้ายตนเองและวิธีการทำร้ายตนเองที่พบในการศึกษานี้ สอดคล้องกับงานวิจัยของ Darin และคณะ²⁶ ที่พบอายุเริ่มแรกของผู้ป่วยวัยรุ่นที่มาปรึกษาในโรงพยาบาลด้วย NSSI 13 - 14 ปี และการกรีดแขนเป็นวิธีที่พบบ่อยที่สุด ร้อยละ 81.1 รูปแบบดังกล่าวชี้ให้เห็นว่าวัยรุ่นที่มีโรคซึมเศร้าในบริบทคลินิกไทย มีการแสดงออกของ NSSI ที่ใกล้เคียงกับกลุ่มตัวอย่างในต่างประเทศ อย่างไรก็ตาม ความเป็นไปได้ที่จะทำร้ายตนเองซ้ำในการศึกษานี้สูงกว่าที่พบใน meta-analysis ของ Xiao² ซึ่งพบการทำซ้ำ ร้อยละ 20.3 ความแตกต่างนี้อาจเนื่องมาจากลักษณะของกลุ่มตัวอย่างในการศึกษานี้เป็นผู้ป่วยโรคซึมเศร้าที่เข้ารับการรักษาในโรงพยาบาล จึงมีความรุนแรงของอาการมากกว่าประชากรทั่วไป และมีประวัติการทำร้ายตนเอง ซึ่งเป็นปัจจัยเสี่ยงที่ทำให้มีโอกาสทำซ้ำสูงขึ้น²⁷

ตารางที่ 3 แสดงร้อยละของผลกระทบต่อการทำร้ายตนเอง

ผลกระทบ	ทั้งหมด N = 80 ราย ร้อยละ 100	อายุ < 15 ปี N = 41 ร้อยละ 51.2	อายุ ≥ 15 ปี N = 39 ร้อยละ 48.8	P-value
กระทบต่อคุณค่าในตนเอง ความภาคภูมิใจในตนเอง	43 (53.8)	19 (46.3)	24 (61.6)	0.187
รบกวนความสัมพันธ์	33 (41.3)	15 (36.6)	18 (46.2)	0.496
ความสามารถในการจัดการภาระงานที่โรงเรียน	30 (37.5)	14 (34.2)	13 (33.3)	0.645
ส่งผลต่อการเลือกสวมใส่เสื้อผ้า	20 (25.0)	6 (14.6)	14 (35.9)	0.039
ไม่รบกวนชีวิตเลย	19 (23.8)	14 (34.2)	5 (12.8)	0.035

ผู้ป่วย 1 ราย สามารถรายงานปัจจัยเสี่ยงได้มากกว่า 1 รายการ, เปรียบเทียบอายุ ใช้ Fisher's exact test, * p-value < 0.05 ถือว่ามีนัยสำคัญทางสถิติ

ตารางที่ 4 แสดงร้อยละของปัจจัยเสี่ยงต่อพฤติกรรมทำร้ายตนเอง

ปัจจัยเสี่ยง	ทั้งหมด N = 80 ราย ร้อยละ 100	อายุ < 15 ปี N = 41 ร้อยละ 51.2	อายุ ≥ 15 ปี N = 39 ร้อยละ 48.8	P-value
ปรึกษาคคนในครอบครัว				
ไม่เคย	25 (31.3)	16 (39.0)	9 (23.1)	0.096
บางครั้ง	46 (57.5)	23 (56.1)	23 (59.0)	
บ่อยๆ	9 (11.2)	2 (4.9)	7 (18.9)	
การถูกวิพากษ์วิจารณ์ โดยคนในครอบครัว				
ไม่เคย	20 (25.0)	8 (19.5)	12 (30.7)	0.545
บางครั้ง	44 (55.0)	24 (58.5)	20 (51.3)	
บ่อยๆ	16 (20.0)	9 (22.0)	7 (18.0)	
ถูกเมินเฉย ไม่สนใจ โดยคนในครอบครัว				
ไม่เคย	28 (35.0)	12 (29.3)	16 (41.0)	0.581
บางครั้ง	38 (47.5)	21 (51.2)	17 (43.6)	
บ่อยๆ	14 (17.5)	8 (19.5)	6 (15.4)	
เห็นการทะเลาะกันรุนแรงในครอบครัว				
ไม่เคย	21 (26.3)	9 (21.9)	12 (30.8)	0.605
บางครั้ง	35 (43.8)	18 (43.9)	17 (43.6)	
บ่อยๆ	24 (30.0)	14 (34.2)	10 (25.6)	
พูดหยาบคาย ข่มขู่ โดยคนในครอบครัว				
ไม่เคย	26 (32.5)	9 (22.0)	17 (43.6)	0.105
บางครั้ง	37 (46.3)	21 (51.2)	16 (41.0)	
บ่อยๆ	17 (21.2)	11 (26.8)	6 (15.4)	
ถูกทำร้ายโดยคนในครอบครัว				
ไม่เคย	44 (55.0)	19 (46.3)	25 (64.1)	0.184
บางครั้ง	34 (42.5)	21 (51.2)	13 (33.4)	
บ่อยๆ	2 (2.5)	1 (2.5)	1 (2.5)	

ตารางที่ 4 แสดงร้อยละของปัจจัยเสี่ยงต่อพฤติกรรมทำร้ายตนเอง (ต่อ)

ปัจจัยเสี่ยง	ทั้งหมด N = 80 ราย ร้อยละ 100	อายุ < 15 ปี N = 41 ร้อยละ 51.2	อายุ ≥ 15 ปี N = 39 ร้อยละ 48.8	P-value
ถูกละเลยโดยคนในครอบครัว				
ไม่เคย	66 (82.5)	32 (78.1)	34 (87.2)	0.388
บางครั้ง	11 (13.8)	8 (19.5)	3 (7.7)	
บ่อยๆ	3 (3.7)	1 (2.4)	2 (5.1)	
โดนเพื่อนกลั่นแกล้ง				
ไม่เคย	17 (21.3)	7 (17.1)	10 (25.6)	0.593
บางครั้ง	45 (56.2)	23 (56.1)	22 (56.4)	
บ่อยๆ	18 (22.5)	11 (26.8)	7 (18.0)	
เห็นเพื่อนหรือคนรู้จัก ทำร้ายตนเอง				
ไม่เคย	28 (35.0)	16 (39.0)	12 (30.8)	0.682
บางครั้ง	34 (42.5)	17 (41.5)	17 (43.6)	
บ่อยๆ	18 (22.5)	8 (19.5)	10 (25.6)	
ทำร้ายตนเองตามเพื่อน คนรู้จัก หรือภาพในสื่อออนไลน์				
ไม่เคย	49 (61.2)	26 (63.4)	23 (59.0)	0.943
บางครั้ง	23 (28.8)	11 (26.9)	12 (30.8)	
บ่อยๆ	8 (10.0)	4 (9.7)	4 (10.2)	

มาตรวัด 3 ระดับ ได้แก่ ไม่เคย = ไม่เคยพบประสบการณ์นั้นเลย, บางครั้ง = เคยพบเป็นบางครั้ง, บ่อยๆ = พบเป็นประจำหรือบ่อยครั้ง ผู้ป่วย 1 ราย สามารถรายงานปัจจัยเสี่ยงได้มากกว่า 1 รายการ, การเปรียบเทียบอายุใช้ Fisher's exact test, * p-value < 0.05 ถือว่ามีนัยสำคัญทางสถิติ

เหตุผลหลักของการทำร้ายตนเองในผู้ป่วยทั้งสองกลุ่มอายุคือ การระบายความเครียดและความกดดันเพื่อจัดการความรู้สึกไม่สบายใจ ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Abdou และคณะ²⁸ และ You และคณะ²⁹ ที่พบว่าร้อยละ 78 ทำเพื่อจัดการกับความเครียดหรือวิตกกังวล และร้อยละ 72 ทำเพื่อระบายความเครียด ความโกรธ บ่งชี้ว่าวัยรุ่นที่มีโรคซึมเศร้ามักใช้ NSSI เป็นวิธีหนึ่งในการจัดการอารมณ์ ในด้านผลกระทบต่อคุณค่าและความภาคภูมิใจในตนเองซึ่งพบในผู้ป่วยทั้งสองกลุ่มนั้น สอดคล้องกับงานวิจัยของ Lei และคณะ³⁰ ที่พบว่า NSSI ในช่วงเวลาใดเวลาหนึ่ง สามารถทำนายความภาคภูมิใจในตนเองที่ลดลงในช่วงต่อมาได้อย่างมีนัยสำคัญแม้ผู้ป่วยจะตระหนักว่าการทำร้ายตนเองเป็นปัญหาต่อชีวิต ต้องการหยุดพฤติกรรมดังกล่าว แต่ไม่สามารถหยุดได้ สะท้อนให้เห็นว่า NSSI ทำหน้าที่เป็นกลไกลดความเจ็บปวดทางอารมณ์ได้อย่างรวดเร็ว เกิดเป็นเสริมแรงทางลบ (negative reinforcement) ซ้ำๆ จนยากที่จะหยุดได้ แม้ผู้ป่วยจะต้องการเลิกพฤติกรรมดังกล่าวตามทฤษฎีของ Nock¹ และ Klonsky³¹ ทั้งนี้

การที่ผู้ป่วยส่วนใหญ่เริ่มตระหนักถึงปัญหามายหลังจากเข้าสู่กระบวนการรักษานั้น ถือเป็นปัจจัยป้องกันภายในที่สำคัญในการหยุดการทำร้ายตนเองได้³²

ปัจจัยเสี่ยงของการทำร้ายตนเองที่พบบ่อยที่สุดในการศึกษานี้คือการถูกเพื่อนกลั่นแกล้งร้อยละ 56.2 และการถูกวิพากษ์วิจารณ์โดยคนในครอบครัว ร้อยละ 42.5 ยังไม่พบวิจัยที่รายงานความถี่ของการถูกกลั่นแกล้งในวัยรุ่นซึมเศร้าที่มี NSSI โดยตรง แต่พบงานวิจัยที่รายงานว่าเหยื่อของการกลั่นแกล้งพบความทุกข์ของ NSSI ตลอดชีวิต ร้อยละ 41³³ และวัยรุ่นที่ถูกกลั่นแกล้งมีความเสี่ยงเกิดโรคซึมเศร้า 2.77 เท่า³⁴ ความสัมพันธ์ระหว่างการถูกกลั่นแกล้ง โรคซึมเศร้าและ NSSI อธิบายได้จากงานวิจัยของ Wu และคณะ³⁵ ซึ่งพบว่ากลไกการถูกกลั่นแกล้งนำไปสู่ NSSI ผ่าน 2 เส้นทาง คือ การถูกกลั่นแกล้งทำให้สูญเสียการยอมรับจากเพื่อนส่งผลต่อคุณค่าในตนเอง พัฒนาเป็นโรคซึมเศร้าทำให้ความสามารถในการควบคุมอารมณ์ลดลง จึงใช้ NSSI เพื่อจัดการอารมณ์ และการถูกกลั่นแกล้งส่งผลต่อโรคซึมเศร้าโดยตรง เกิดความรู้สึกหมดหวัง

ไร้ค่า เป็นแรงผลักดันโดยตรงให้เกิด NSSI โรคซึมเศร้าจึงทำหน้าที่เป็นตัวแปรกลาง (mediator) ในทั้งสองเส้นทาง สำหรับปัจจัยครอบครัว พบความถี่การถูกวิพากษ์วิจารณ์โดยคนในครอบครัวในการศึกษานี้สูงกว่างานวิจัยของนิดาและคณะ¹⁷ ที่พบการวิพากษ์วิจารณ์จากผู้ปกครองในวัยรุ่นและผู้ใหญ่ตอนต้นที่มีพฤติกรรมทำร้ายตนเอง (self-harm) ร้อยละ 60 อธิบายได้จากงานวิจัยของ Ammerman และคณะ³⁶ ซึ่งพบว่าการถูกวิพากษ์วิจารณ์จากผู้ปกครองทำให้เกิดการวิพากษ์วิจารณ์ตนเองซ้ำๆ นำไปสู่การใช้ NSSI เพื่อระบายความเจ็บปวดหรือลงโทษตนเอง ซึ่งกลุ่มตัวอย่างในการศึกษานี้มีโรคซึมเศร้าซึ่งไวต่อการถูกวิพากษ์วิจารณ์มากขึ้น ทำให้ควบคุมอารมณ์ตนเองได้ยากขึ้น อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้วิเคราะห์เฉพาะความถี่ของปัจจัยเสี่ยงเท่านั้น ไม่สามารถสรุปได้ว่าปัจจัยดังกล่าวมีความสัมพันธ์กับ NSSI ในกลุ่มตัวอย่างนี้โดยตรง แม้ผู้ป่วยส่วนใหญ่จะรายงานการถูกวิพากษ์วิจารณ์จากครอบครัวแต่ร้อยละ 68.7 ยังคงปรึกษาครอบครัวได้ อธิบายได้จากงานวิจัยของ Bureau และคณะ³⁷ ซึ่งพบว่าปัจจัยด้านการเลี้ยงดูที่ทำนาย NSSI คือความรู้สึกกลัวและความรู้สึกแปลกแยกจากผู้ปกครอง ส่งผลให้วัยรุ่นกลุ่มนี้ยังคงแสวงหาการพึ่งพาครอบครัวถึงแม้รู้สึกกลัวและไม่ไว้วางใจอย่างแท้จริง ในวัยรุ่นไทยที่มีพฤติกรรมทำร้ายตนเอง (self-harm) บางรายมีรูปแบบความสัมพันธ์ใกล้ชิดแต่ไม่มั่นคง (enmeshment) กับผู้ปกครอง กล่าวคือวัยรุ่นยังคงแสวงหาการสนับสนุนจากครอบครัวเดิมแม้จะเป็นแหล่งของความเจ็บปวดก็ตาม¹⁷

ผลกระทบที่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญระหว่างสองกลุ่มนี้คือ ผู้ป่วยอายุ 15 ปีขึ้นไป มองว่าการทำร้ายตนเองรบกวนชีวิตและส่งผลต่อการเลือกสวมใส่เสื้อผ้ามากกว่า ขณะที่ผู้ป่วยอายุต่ำกว่า 15 ปี มองว่าไม่รบกวนชีวิต ความแตกต่างนี้สามารถอธิบายได้ตามทฤษฎีของ Erikson กล่าวคือ วัยรุ่นตอนกลาง (อายุ 15 - 18 ปี) อยู่ในระยะแสวงหาอัตลักษณ์ (identity) ให้ความสำคัญกับภาพลักษณ์ภายนอกสูงและการยอมรับจากกลุ่มเพื่อน มีความคิดที่เป็นอิสระ (autonomy) มากขึ้น และมีกระบวนการคิดที่ซับซ้อนพอที่จะรับรู้ถึงความคิดลึกลับ หรือรู้สึกว่าการทำร้ายตนเองเป็นภาระก่อนการทำร้ายตนเอง แม้จะรู้สึกดีขึ้นแต่ยังมีความคิดฆ่าตัวตายเหลืออยู่²¹ ในทางตรงกันข้ามวัยรุ่นตอนต้น (อายุ 11 - 14 ปี) มีการตระหนักในตนเองที่จำกัด มักกระทำ NSSI แบบหุนหันพลันแล่นและไม่ตระหนักถึงผลกระทบระยะยาวอย่างเต็มที่²⁰ วัยรุ่นตอนกลางจึงมีการตระหนักในตนเองดีกว่าเมื่อเทียบกับวัยรุ่นตอนต้น

ข้อจำกัดในการศึกษา

การศึกษานี้มีข้อจำกัด 6 ประการ ได้แก่ 1) การออกแบบแบบภาคตัดขวาง (cross-sectional) ไม่สามารถอธิบายความสัมพันธ์เชิงสาเหตุได้ 2) กลุ่มตัวอย่างมาจากโรงพยาบาลแห่งเดียว และเป็นผู้ป่วยที่เข้ารับการรักษาในระบบสุขภาพ ซึ่งมีความรุนแรงของอาการสูงกว่าประชากรทั่วไป จึงจำกัดความสามารถในการ generalize ผลไปยังกลุ่มที่ไม่ได้รับการรักษา (selection bias) 3) การรายงานด้วยตนเอง (self-report) อาจเกิด recall bias โดยเฉพาะในข้อมูลย้อนหลัง เช่น ความถี่ของ NSSI การถูกกลั่นแกล้ง และประสบการณ์เลวร้ายในวัยเด็ก ซึ่งภาวะซึมเศร้าอาจเพิ่มความลำเอียงเชิงลบในการรับรู้และระลึก (negativity bias) 4) ขาดการควบคุมตัวแปรกวนที่สำคัญ เช่น ความรุนแรงของโรคซึมเศร้า โรคร่วม และการใช้ยา ซึ่งอาจมีผลต่อ NSSI

ข้อเสนอแนะในการนำผลวิจัยไปใช้

ในสถานการณ์นำผลการศึกษาไปใช้ในระดับบริการ เน้นการตระหนักถึงผลกระทบของ NSSI โดยเฉพาะในกลุ่มผู้ป่วยวัยรุ่นที่เป็นโรคซึมเศร้า การสอนทักษะการจัดการอารมณ์ที่เหมาะสมรวมถึงการนำครอบครัวเข้ามามีส่วนร่วมในกระบวนการรักษาเพื่อประสิทธิภาพในการรักษาที่ดีขึ้น ในระดับนโยบายในพื้นที่เน้นการค้นหาคัดกรองกลุ่มเสี่ยงภาวะซึมเศร้าและ NSSI ในโรงเรียนและชุมชน เพื่อนำเข้าสู่กระบวนการรักษาและวางแผนการดูแลให้เหมาะกับช่วงอายุและบริบทของแต่ละบุคคล เพิ่มปัจจัยปกป้องเน้นการมีส่วนร่วมจากครอบครัวและโรงเรียน ในระดับครอบครัวเน้นส่งเสริมความสัมพันธ์ที่ดีในครอบครัว การสื่อสารเชิงบวก และวิธีการสนับสนุนทางอารมณ์ที่เหมาะสมกับวัยรุ่น พัฒนาระบบการดูแลช่วยเหลือนักเรียนที่มีความเสี่ยง เพื่อลดปัจจัยเสี่ยงและป้องกันการเกิดพฤติกรรมทำร้ายตัวเอง

สำหรับการวิจัยในอนาคต ควรศึกษาแบบ longitudinal เพื่อติดตามความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยเสี่ยงกับ NSSI ในกลุ่มผู้ป่วยโรคซึมเศร้าวัยรุ่น และขยายการศึกษาไปยังหลายพื้นที่เพื่อเพิ่มความสามารถในการวางแผนการดูแลในเชิงนโยบายและการปฏิบัติให้สอดคล้องกับพื้นที่

สรุป

ผู้ป่วยโรคซึมเศร้าเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลลำพูน พบว่าส่วนใหญ่ทำร้ายตัวเองด้วยวิธีกรีดแขน สาเหตุเพื่อระบายความเครียด ความกดดัน ปัจจัยเสี่ยงที่พบบ่อย ได้แก่ การถูก

กลั่นแกล้งและถูกวิจารณ์โดยคนในครอบครัว ปัจจัยที่ทำให้ผู้ป่วยตระหนักรู้คือ การต้องต่อสู้กับความรู้สึกอยากทำร้ายตนเอง และทราบว่าทำร้ายตัวเองกระทบต่อคุณค่าและความภาคภูมิใจในตนเอง

กิตติกรรมประกาศ

คณะผู้วิจัยขอขอบคุณผู้ป่วยเด็กและวัยรุ่นที่ได้ให้ความร่วมมือในการตอบแบบสอบถาม รวมถึงผู้ปกครองที่ให้ความยินยอมและสนับสนุนการศึกษาครั้งนี้ ขอขอบคุณ พญ.ศิริรัตน์ อุฬารัตินนท์ ที่อนุเคราะห์แบบสอบถาม ขอคุณเจ้าหน้าที่กลุ่มงานจิตเวชเด็กและวัยรุ่น ที่อำนวยความสะดวกในการเก็บข้อมูล และคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในมนุษย์ ที่อนุมัติให้ดำเนินการวิจัยในครั้งนี้ การศึกษานี้ผู้วิจัยไม่ได้รับเงินทุนสนับสนุน

ผลประโยชน์ขัดกัน (conflict of interest)

ไม่มี

เอกสารอ้างอิง

1. Nock MK. Self-injury. *Annu Rev Clin Psychol* 2010;6:339-63.
2. Xiao Q, Song X, Huang L, Hou D, Huang X. Global prevalence and characteristics of non-suicidal self-injury between 2010 and 2021 among a non-clinical sample of adolescents: a meta-analysis. *Front Psychiatry* 2022;13:912441.
3. Singtakaew A, Chaimongkol N, Hengudomsab P. Deliberate self-harm among adolescents in Thailand: prevalence and its influencing factors [Internet]. *Sigma Theta Tau International*; [cited 2024]. Available from: <https://sigma.nursingrepository.org/handle/10755/20668>
4. Sakorn K, Suriyachai T. Prevalence and associated factors of self-harm in children and adolescent patients with depressive disorder at Samutprakarn Hospital. *J Psychiatr Assoc Thailand*. 2024;69(4):390-400.
5. Zhang L, Wang Y, Li J. Prevalence and associated factors of non-suicidal self-injury in adolescents with major depressive disorder: A clinical study. *Front Psychiatry* 2023;14:1142531.
6. Anugrah MF, Karima K, Puspita NMSP, Amir N, Mahardika A. Self harm and suicide in adolescents. *J Biol Trop* 2023;23(1):200-7.
7. Wang YJ, Li X, Ng CH, Xu DW, Hu S, Yuan TF. Risk factors for non-suicidal self-injury in adolescents: a meta-analysis. *EClinicalMedicine* 2022;46:101350.
8. Shen Y, Hu Y, Zhou Y, Fan X. Non-suicidal self-injury function: prevalence in adolescents with depression and its associations with non-suicidal self-injury severity, duration and suicide. *Front Psychiatry* 2023;14:1188327.
9. Wang L, Zou H, Liu J, Hong J. Prevalence of adverse childhood experiences and their associations with non-suicidal self-injury among Chinese adolescents with depression. *Child Psychiatry Hum Dev* 2024;55:1441-51.
10. He Y, Jiang W, Wang W, Liu Q, Peng S, Guo L. Adverse childhood experiences and non-suicidal self-injury and suicidality in Chinese adolescents. *JAMA Netw Open* 2024;7(12):e2452816.
11. Serafini G, Aguglia A, Amerio A, Canepa G, Adavastro G, Conigliaro C, et al. The relationship between bullying victimization and perpetration and non-suicidal self-injury: a systematic review. *Child Psychiatry Hum Dev* 2023;54(1):154-75.
12. Victor SE, Hipwell AE, Stepp SD, Scott LN, Whalen DJ, Babinski DE, et al. Parent and peer relationships as longitudinal predictors of adolescent non-suicidal self-injury onset. *Child Adolesc Psychiatry Ment Health* 2019;13:1.
13. Shao C, Wang X, Ma Q, Zhao Y, Yun X. Analysis of risk factors of non-suicidal self-harm behavior in adolescents with depression. *Ann Palliat Med* 2021;10(9):9607-13.
14. Abbasian M, Pourshahbaz A, Tareman F, Poursharifi H. The role of psychological factors in non-suicidal self-injury of female adolescents. *Iran J Psychiatry Behav Sci* 2021;15(1):e101562.
15. Hamilton JL, Untawale S, Dalack MN, Thai AB, Kleiman EM, Yao A, et al. Self-harm content on social media and proximal risk for self-injurious thoughts and behaviors among adolescents. *JAACAP Open* 2025;3(3):431-8.
16. Hasking P, Andrews T, Martin G. The role of exposure to self-injury among peers in predicting later self-injury. *J Youth Adolesc* 2013;42:1543-56.
17. Limsuwan N, Lantomrattana A, Prachason T, Tantrarungroj T, Lorterapong P, Thongpan M, et al. The qualitative study of intentional self-harm in Thailand: focusing on predisposing child-rearing environments and self-harm cessation. *Front Psychol* 2023;14:957477.
18. Trachoo A, Kaewpornsawan T, Panyapas S. Suicidal behavior in children and adolescents who received treatment at Siriraj Hospital. *J Psychiatr Assoc Thailand* 2013;58(4):323-32.
19. Tang S, Hoyer A, Slade A, Tang B, Holmes G, Fujimoto H, et al. Motivations for self-harm in young people and their correlates: a systematic review. *Clin Child Fam Psychol Rev* 2025;28(1):171-208.
20. Steinhoff A, Bechtiger L, Ribeaud D, Eisner M, Shanahan L. Self-, other-, and dual-harm during adolescence: a prospective longitudinal study of childhood risk factors and early adult correlates. *Psychol Med* 2023;53(9):3995-4003.
21. Fadum EA, Carlsen EØ, Ramberg M, Steinsbekk S, Torsheim T, Bakken A, et al. Social and life skills in adolescents who have self-harmed: analysis of survey responses from a national sample of adolescents in Norway. *BMJ Open* 2021;11:e054707.
22. Wang S, Li H, Zhao J. Prevalence of non-suicidal self-injury in Chinese children and adolescents with depressive disorder: A meta-analysis. *Front Psychiatry* 2022;13:989803.
23. Steinberg L. Age of opportunity: lessons from the new science of adolescence. Boston (MA): Houghton Mifflin Harcourt; 2014.
24. Plener PL, Schumacher TS, Munz LM, Groschwitz RC. The longitudinal course of non-suicidal self-injury and deliberate self-harm: a systematic review of the literature. *Borderline Personal Disord Emot Dysregul* 2015;2:2.

25. Whitlock JL, Exner-Cortens D, Purington A. Validity and reliability of the non-suicidal self-injury assessment test (NSSI-AT). *Psychol Assess* 2014;26(3):935-46.
26. Darin E, Korol IS, Boyko EO, Zaitseva OG, Sokolova E. Non-suicidal self-injuries in adolescent girls: clinical, social, and behavioral characteristics. *Nevrol Vestn* 2025;57(2):113-23.
27. Jia CX, Li SC. Associated factors of suicide and repetition following self-harm: A systematic review and meta-analysis of longitudinal studies. *Clin Psychol Rev* 2022;91:102102.
28. Abdou EA, Haggag W, Anwar KA, El-Bahy MM, Hussein H. Methods and functions of non-suicidal self-injury in an adolescent and young adult clinical sample. *Middle East Curr Psychiatry* 2024;31:10.
29. You J, Lin MP, Leung F. Functions of non-suicidal self-injury among Chinese community adolescents. *J Adolesc* 2013;36(4):737-45.
30. Lei H, Rao Y, Zhang X. Relationships among self-esteem, depression and self-injury in adolescents: a longitudinal study. *Front Public Health* 2024;12:1406283.
31. Klonsky ED. Non-suicidal self-injury in adults with bipolar disorder: prevalence, correlates, and functions. *Psychiatry Res* 2011;187(3):436-41.
32. Sugimoto T. Healing the wounds: understanding individuals' experiences in cessation of non-suicidal self-injury [dissertation]. Lethbridge (AB): University of Lethbridge; 2014.
33. Drubina B, Kökönyei G, Várnai D, Reinhardt M. Online and school bullying roles: are bully-victims more vulnerable in non suicidal self-injury and in psychological symptoms than bullies and victims?. *BMC Psychiatry* 2023;23(1):945.
34. Ye Z, et al. Meta-analysis of the relationship between bullying and depressive symptoms in children and adolescents. *BMC Psychiatry* 2023;23:215.
35. Wu N, Hou Y, Zeng Q, Cai H, Zhao Z. Bullying experiences and non suicidal self-injury among Chinese adolescents: a longitudinal moderated mediation model. *J Youth Adolescence* 2021;50:753-66.
36. Ammerman BA, Brown SA. The mediating role of self-criticism in the relationship between parental expressed emotion and NSSI. *Curr Psychol* 2018;37(1):325-33.
37. Bureau JF, Martin J, Freynet N, Poirier AA, Lafontaine MF, Cloutier P. Perceived dimensions of parenting and non-suicidal self-injury in young adults. *J Youth Adolesc* 2010;39(5):484-94.

ตารางเสริม 1 แสดงร้อยละของรูปแบบการทำร้ายตนเอง

วิธีการ	ทั้งหมด N = 80	อายุ < 15 ปี N = 41	อายุ ≥ 15 ปี N = 39	P-value
กรีดข้อมือและแขน	69 (87.3)	35 (85.4)	34 (87.2)	1.000
เกาหรือหยิกจนเลือดออกหรือเป็นรอย	50 (63.7)	26 (63.4)	24 (64.1)	1.000
ทุบหรือต่อยวัตถุอย่างแรง	49 (61.4)	26 (65.9)	23 (66.7)	1.000
ทุบหรือต่อยตัวเองอย่างแรง	46 (36.8)	23 (56.1)	23 (59)	0.824
กัดตัวเองจนเลือดออก	35 (28)	14 (34.2)	21 (53.9)	0.114
ตั้งใจทำให้แผลไม่หาย	24 (19.2)	12 (29.3)	12 (30.8)	1.000
นำกระจกหรือวัตถุมีคมฝังใต้ผิวหนัง	22 (17.6)	11 (26.8)	11 (28.2)	1.000
สลักคำหรือสัญลักษณ์บนผิวหนัง	18 (14.4)	10 (24.4)	8 (20.5)	0.791
ทำให้ผิวหนังฉีกขาด	18 (14.4)	7 (17.1)	11 (28.2)	0.289
กินสารที่มีฤทธิ์กัดกร่อนหรือของมีคม	11 (8.8)	7 (17.1)	4 (10.3)	0.520
เข้าร่วมการต่อสู้เพื่อให้ตัวเองบาดเจ็บ	8 (6.4)	7 (17.1)	1 (2.6)	0.057
พยายามทำให้กระดูกหัก	8 (6.4)	5 (12.2)	3 (7.7)	0.731
เผาส่วนต่างๆ ของร่างกาย	1 (0.8)	1 (2.4)	0 (0)	1.000
หยดสารที่เป็นกรดบนผิวหนัง	1 (0.8)	1 (2.4)	0 (0)	1.000

ความสัมพันธ์ของระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์กับคุณภาพการนอนหลับในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นที่โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์

นัยรัตน์ บรรดาศักดิ์*, ศศิธร ปรีชาวุฒิเดช*, จิรดา ประสาทพรศิริโชค*

*ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ เพื่อศึกษาความชุกของคุณภาพการนอนที่ไม่ดีของผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น และศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลาในการใช้สื่อสังคมออนไลน์กับคุณภาพการนอนในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น ที่มารับการรักษาแบบผู้ป่วยนอกที่หน่วยจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย

วิธีการศึกษา การศึกษานี้เป็นการศึกษา ณ ช่วงเวลาใดเวลาหนึ่ง (cross-sectional study) ศึกษาในผู้ป่วยโรคสมาธิสั้นอายุ 13 - 18 ปี ที่มารับการรักษาแบบผู้ป่วยนอกในหน่วยจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย จำนวน 134 คน เก็บข้อมูลจากแบบสอบถามโดยผู้ป่วยโรคสมาธิสั้นตอบแบบสอบถามข้อมูลปัจจัยส่วนบุคคล แบบสอบถามข้อมูลการใช้สื่อสังคมออนไลน์ แบบสอบถามการติดสื่อสังคมออนไลน์ (Social-Media Addiction Screening Scale; S-MASS) แบบสอบถามคุณภาพการนอน (Pittsburgh Sleep Quality Index; PSQI) และผู้ปกครองของผู้ป่วยสมาธิสั้นตอบแบบสอบถามอาการสมาธิสั้น (the Swanson, Nolan, and Pelham rating scale; SNAP-IV (short form)) หลังจากนั้นนำข้อมูลมาวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติโดยใช้สถิติเชิงพรรณนาเพื่ออธิบายลักษณะทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง วิเคราะห์ข้อมูลแบบตัวแปรเดียวระหว่างความสัมพันธ์ของปัจจัยต่างๆ โดยสถิติ Pearson correlation, Independent t-test และ one-way ANOVA รวมถึงวิเคราะห์ข้อมูลแบบพหุเพื่อหาปัจจัยที่สัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดีในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น ด้วยสถิติ Multiple logistic regression กำหนดนัยสำคัญทางสถิติที่ $p\text{-value} < 0.05$

ผลการศึกษา กลุ่มตัวอย่างทั้งหมด 134 คน มีอายุเฉลี่ย 14.5 ± 1.5 ปี ส่วนใหญ่เป็นเพศชาย 95 คน (ร้อยละ 70.9) มีระดับการศึกษาอยู่มัธยมศึกษาตอนต้น จำนวน 93 คน (ร้อยละ 69.9) มี Body Mass Index (BMI) อยู่ในช่วง 18.5 - 22.9 (ร้อยละ 32.8) ไม่มีโรคร่วมทางกาย (ร้อยละ 82.1) และไม่มีโรคร่วมทางจิตเวช (ร้อยละ 58.2) ความชุกของคุณภาพการนอนที่ไม่ดีในกลุ่มตัวอย่างอยู่ที่ร้อยละ 50.0 ความเสี่ยงการติดสื่อสังคมออนไลน์ในระดับปานกลางถึงสูง มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดี คิดเป็น 2.98 เท่า (adjusted OR = 2.98, $p = 0.006$) การมีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน มากกว่า 56 ชั่วโมง มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดี 5.64 เท่า (adjusted OR = 5.64, $p = 0.009$) และการได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (Mood (affective) disorders; F30-F39) มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดี 7.82 เท่า (adjusted OR = 7.82, $p = 0.008$)

สรุป ระยะเวลาใช้สื่อสังคมออนไลน์และความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง สัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดีในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น โดยระยะเวลาใช้สื่อสังคมออนไลน์ที่เพิ่มขึ้นและความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ลดลง

คำสำคัญ สื่อสังคมออนไลน์ การใช้สื่อสังคมออนไลน์ วัยรุ่น โรคสมาธิสั้น คุณภาพการนอน ปัญหาการนอน

Corresponding author: ศศิธร ปรีชาวุฒิเดช

ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

E-mail: sasithorn.p@chula.ac.th

วันรับ 26 พฤษภาคม 2568 วันแก้ไข 28 กุมภาพันธ์ 2569 วันตอบรับ 23 เมษายน 2569

The Association between Duration of Social Media Use and Quality of Sleep among Thai Adolescents with Attention-Deficit Hyperactivity Disorder at King Chulalongkorn Memorial Hospital

Naiyarat Bandasak*, Sasithorn Preechawuttidech*, Jirada Prasartpornsirichoke*

*Department of Psychiatry, Faculty of Medicine, Chulalongkorn University

ABSTRACT

Objective: The objective of this study was to examine the prevalence of poor sleep quality in adolescent patients with Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder (ADHD) and to investigate the relationship between the duration of social media usage and sleep quality among these patients who were receiving outpatient treatment at the child and adolescent psychiatry outpatient clinic, King Chulalongkorn Memorial Hospital.

Methods: This study was a cross-sectional study with a sample of 134 adolescent patients, aged 13 - 18 years, who were diagnosed with ADHD and receiving outpatient treatment at the child and adolescent psychiatry outpatient clinic, King Chulalongkorn Memorial Hospital. Data was collected using questionnaires. The participants completed self-report questionnaires on demographic data, social media usage, the social-media addiction screening scale (S-MASS), and the Pittsburgh sleep quality index (PSQI). Concurrently, their parents completed the Swanson, Nolan, and Pelham rating scale (SNAP-IV (short form)) to assess the adolescents' ADHD symptoms. Statistical analysis was performed to evaluate the collected data. Descriptive statistics were used to describe the characteristics of the sample. Univariate analyses, including Pearson correlation, independent 1samples t-test, and one-way ANOVA, were conducted to examine the relationships between various factors. Finally, multiple logistic regression was performed to identify factors independently associated with poor sleep quality. A p-value of less than 0.05 was considered statistically significant.

Results: The study sample comprised 134 participants with a mean age of 14.5 ± 1.5 years. The majority of the sample were male (70.9%). Educational level was predominantly at the lower secondary school level, representing 93 individuals (69.9%). The most common body mass index (BMI) range was 18.5 - 22.9, which accounted for 32.8% of the sample. A high proportion of participants had no comorbid physical illness (82.1%) or psychiatric disorders (58.2%). The prevalence of poor sleep quality was 50.0%. The findings from the multiple logistic regression analysis revealed that: 1) a moderate to high risk of social media addiction was associated with an increased likelihood of poor sleep quality (adjusted OR = 2.98, $p = 0.006$) 2) spending more than 56 hours on social media in one month was strongly associated with poor sleep quality (adjusted OR = 5.64, $p = 0.009$) 3) a diagnosis of mood (affective) disorders (F30-F39) was significantly associated with poor sleep quality (adjusted OR = 7.82, $p = 0.008$).

Conclusion: The duration of social media usage and the risk of high social media addiction were associated with poor sleep quality in adolescents with attention deficit hyperactivity disorder (ADHD). Increased social media usage time and higher risk of social media addiction contribute to worsening sleep quality.

Keywords: social media, social media use, adolescent, attention deficit hyperactivity disorder, sleep quality, sleep problems

Corresponding author: Sasithorn Preechawuttidech

E-mail: sasithorn.p@chula.ac.th

Received: 26 May 2025 Revised: 28 February 2026 Accepted: 23 April 2026

บทนำ

โรคสมาธิสั้นเป็นโรคทางจิตเวชที่พบบ่อยในเด็กและวัยรุ่น ทั้งจากสถิติของทั่วโลกและในประเทศต่างๆ^{1,2} จากงานวิจัย systematic review และ meta-analysis ของ Salari, et al. (2023) พบความชุกของโรคสมาธิสั้นในวัยรุ่นอายุ 12 - 18 ปี ทั่วโลก อยู่ที่ร้อยละ 5.6³ ในประเทศไทยพบว่ามีการวินิจฉัยเป็นโรคสมาธิสั้น ร้อยละ 4.2 - 8.1⁴ โรคสมาธิสั้นสามารถพบปัญหาได้หลายประการ หนึ่งในปัญหาที่พบได้ในโรคสมาธิสั้นคือปัญหาการนอน โดยพบได้ถึงร้อยละ 73.0⁵ ซึ่งปัญหาการนอนหลับในผู้ป่วยโรคสมาธิสั้นจะส่งผลให้เกิดปัญหาทางด้านอารมณ์ สมาธิ พฤติกรรม ความสามารถในการเรียนหรือการทำงาน และคุณภาพชีวิต⁶

มีการศึกษาต่างๆ ที่ค้นหาปัจจัยที่ส่งผลต่อการนอนในผู้ป่วยโรคสมาธิสั้น หนึ่งในปัจจัยที่ส่งผลต่อการนอนในผู้ป่วยสมาธิสั้นคือเวลาในการใช้หน้าจออุปกรณ์อิเล็กทรอนิกส์⁷⁻¹³ นอกจากนี้ยังมีการศึกษาพบว่าวัตถุประสงค์หนึ่งของการใช้หน้าจอในวัยรุ่นคือการใช้สื่อสังคมออนไลน์ จากการสำรวจในประเทศแคนาดา ปี 2019 พบว่าเด็กอายุ 13 ปี มีปัญหามากที่สุดในการใช้สื่อสังคมออนไลน์ อีกทั้งมีการใช้สื่อสังคมออนไลน์มากขึ้นตามอายุที่เพิ่มขึ้น¹⁴ ในประเทศไทยพบว่ามีการใช้อินเทอร์เน็ตเพื่อการติดต่อสื่อสาร สนทนามากที่สุด เมื่อเทียบกับการใช้งานอินเทอร์เน็ตสำหรับวัตถุประสงค์อื่นๆ¹⁵

จากงานวิจัยก่อนหน้านี้ที่ศึกษาเกี่ยวกับการใช้สื่อสังคมออนไลน์และคุณภาพการนอนในผู้ป่วยโรคสมาธิสั้น พบว่าการติดสื่อสังคมออนไลน์ และเวลาในการใช้หน้าจอที่เพิ่มขึ้นส่งผลให้คุณภาพการนอนของผู้ป่วยสมาธิสั้นลดลง^{13,16} ซึ่งการศึกษาในประเทศไทยที่ศึกษาเกี่ยวกับผลกระทบของการใช้สื่อสังคมมีเดียช่วงก่อนนอน ต่อปัญหาการนอนของผู้ป่วยเด็กโรคสมาธิสั้นในเด็กอายุ 6 - 8 ปี พบว่าการมีจำนวนอุปกรณ์อิเล็กทรอนิกส์อยู่ในห้องนอนที่เพิ่มขึ้น สัมพันธ์กับคะแนนปัญหาการนอนด้านการตื่นระหว่างหลับที่เพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และระยะเวลาในการเล่นเกมที่เพิ่มขึ้นในช่วงก่อนเข้านอน สัมพันธ์กับการเพิ่มขึ้นของคะแนนปัญหาการนอนด้านระยะเวลาการนอนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ¹⁷

นอกจากนี้ยังมีงานวิจัยที่พบว่าการใช้สื่อสังคมออนไลน์แบบเป็นปัญหาเพิ่มอาการของโรคสมาธิสั้นทางอ้อมผ่านการนอนที่แย่¹⁸ และอีกงานวิจัยได้พบว่าการใช้หน้าจอในเวลาเย็นเพิ่มการรบกวนการนอนโดยตรง ซึ่งนำไปสู่ปัญหาทางพฤติกรรมและอาการของโรคสมาธิสั้น¹⁹

ข้อมูลจากการศึกษาพบว่าวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นในประเทศไทยพบอาการ hyperactive และ impulsive ได้มาก²⁰ ซึ่งแตกต่างจากวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นในต่างประเทศ²¹ และมีการศึกษาพบว่าอาการ hyperactive และ impulsive สัมพันธ์กับการติดสื่อสังคมออนไลน์²² นอกจากนี้งานวิจัยในประเทศไทยที่ศึกษาผลกระทบของสื่อสังคมออนไลน์ที่มีต่อการนอนในกลุ่มผู้ป่วยที่มีโรคสมาธิสั้น มีการจัดทำในกลุ่มเด็กเล็กและเด็กโต โดยยังไม่มีการศึกษาในกลุ่มประชากรวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น ผู้ศึกษาจึงมีวัตถุประสงค์หลักในการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างระยะเวลาในการใช้สื่อสังคมออนไลน์กับคุณภาพการนอน โดยมีวัตถุประสงค์รองคือ ศึกษาความชุกของคุณภาพการนอนที่ไม่ดี ลักษณะการใช้สื่อสังคมออนไลน์ และความสัมพันธ์ของลักษณะการใช้สื่อสังคมออนไลน์กับคุณภาพการนอนในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น ณ คลินิกผู้ป่วยนอกจิตเวชศาสตร์เด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย เพื่อนำผลการศึกษาไปต่อยอดวางแผนป้องกันการใช้น้ำจอไม่ให้เกิดผลกระทบต่อคุณภาพการนอน สามารถพัฒนาคุณภาพการนอนของผู้ป่วยสมาธิสั้น ซึ่งอาจลดปัญหาทางด้านอารมณ์ สมาธิ พฤติกรรมที่เกิดขึ้นได้จากคุณภาพการนอนที่ไม่ดี รวมทั้งหากคุณภาพการนอนดีอาจส่งผลให้ความสามารถในการเรียนหรือการทำงาน และคุณภาพชีวิตดีขึ้น

วิธีการศึกษา

การศึกษานี้เป็นการศึกษา ณ ช่วงเวลาใดเวลาหนึ่ง (cross-sectional study) ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการพิจารณาจริยธรรมการวิจัย คณะแพทยศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เลขที่ 0754/2024 เก็บข้อมูลจากการตอบแบบสอบถามของผู้เข้าร่วมการศึกษา และผู้ปกครองของผู้เข้าร่วมการศึกษา ระหว่างเดือนตุลาคม 2567 ถึง เดือนกุมภาพันธ์ 2568 โดยอาสาสมัครและผู้ปกครองของอาสาสมัครให้ความยินยอมในการเข้าร่วมวิจัยแบบลงลายลักษณ์อักษร (written form)

ประชากรและกลุ่มตัวอย่าง

กลุ่มตัวอย่างในการวิจัยนี้คือ ผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นที่ได้รับการรักษาแบบผู้ป่วยนอก ที่หน่วยจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย โดยมีเกณฑ์คัดเข้าคือ มีอายุระหว่าง 13 - 18 ปี ได้รับการวินิจฉัยโรคสมาธิสั้น (ICD-10: F90) จากจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น มีผู้ปกครองมาด้วย และใช้ภาษาไทยเป็นหลัก เกณฑ์การคัดออกคือ มีภาวะบกพร่องทางสติปัญญา

(ICD10: F70-F79) หรือมีภาวะการเรียนรู้บกพร่อง (ICD-10: F81) คำนวณขนาดตัวอย่างจากสูตร Estimating a finite population proportion

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

จากการเก็บข้อมูลในระบบสารสนเทศของโรงพยาบาล จุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย พบว่าจำนวนวัยรุ่นอายุ 13 - 18 ปี ที่เข้ารับการรักษาระบบผู้ป่วยนอก ที่หน่วยจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย และได้รับการวินิจฉัยเป็น โรคสมาธิสั้นในปี 2022 มีจำนวน 196 คน และอ้างอิงข้อมูลจากการศึกษาของ Langberg, et al. (2020)²³ พบว่า 72.8% ของวัยรุ่น ที่มีโรคสมาธิสั้นผู้เข้าร่วมวิจัยมีปัญหาการนอน จึงได้แทนค่า population size (N) = 196, proportion (p) = 0.72, error (d) = 0.05, alpha (α) = 0.05 ได้ค่า n = 120.28 ดังนั้นจำนวน sample size เท่ากับ 121 คน และเพื่อป้องกันการผิดพลาดในการเก็บข้อมูล จึงเพิ่มขนาดของกลุ่มตัวอย่างขึ้นอีกร้อยละ 10 จึงได้ขนาดตัวอย่าง ที่ใช้ในการศึกษาเท่ากับ 134 คน

เครื่องมือที่ใช้ในงานวิจัย

แบบสอบถามสำหรับผู้เข้าร่วมการศึกษา แบ่งออกเป็น 3 ส่วนหลัก ดังนี้

ส่วนที่ 1 แบบสอบถามสำหรับผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น เป็นผู้ตอบด้วยตนเอง ประกอบไปด้วย

1. แบบสอบถามข้อมูลปัจจัยส่วนบุคคล (demographic questionnaire) สร้างโดยผู้วิจัยทั้งหมด 12 ข้อ ได้แก่ เพศ อายุ น้ำหนัก ส่วนสูง ระดับชั้นเรียนปัจจุบัน เกรดเฉลี่ยล่าสุด รับประทานยาทุกชนิดที่จิตแพทย์เด็ก และวัยรุ่นสั่งทุกวันตามคำสั่งแพทย์ที่เขียนบน ฉลากยาหรือไม่ สภาพแวดล้อมของห้องนอน มีดนตรี เจริญสงบหรือไม่ มีการใช้เตียงเพื่อทำ กิจกรรมอื่นนอกจากการนอนหลับ เช่น เล่นโทรศัพท์ เล่นเกม ดูภาพยนตร์ ทำการบ้านหรือไม่ จำนวนวัน ที่นอนกลางวันในช่วงเวลา 14.00 - 18.00 น. เป็นเวลา มากกว่า 30 นาที ทั้งหมด ใน 1 เดือน ออกกำลังกาย (เช่น วิ่ง กระโดด ขี่จักรยาน ยกน้ำหนัก เล่นกีฬา) ติดต่อกันเป็นเวลาอย่างน้อย 60 นาที ทุกวันหรือไม่ เพื่อนำข้อมูลมาวิเคราะห์หาความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอน

2. แบบสอบถามข้อมูลการใช้สื่อสังคมออนไลน์ (social media use data) สร้างโดยผู้วิจัยทั้งหมด 4 ข้อ ได้แก่ ระยะเวลาที่ใช้สื่อสังคมออนไลน์ในหนึ่งวันและ ไม่ไปโรงเรียน ช่วงเวลาที่มีการใช้สื่อสังคมออนไลน์ และแพลตฟอร์มที่ใช้สื่อสังคมออนไลน์คือ Facebook, TikTok, Instagram, Line, X หรืออื่นๆ
3. แบบสอบถามการติดสื่อสังคมออนไลน์ (Social-Media Addiction Screening Scale; S-MASS) สร้างขึ้นโดย ศรินดา จันทน์พิบูลย์ และคณะ ในปี 2022²⁴ แบบสอบถามนี้พัฒนาขึ้นมาเพื่อประเมินความรุนแรงของการติดสื่อสังคมออนไลน์ เป็นแบบสอบถามที่ให้ อาสาสมัครตอบแบบสอบถามด้วยตนเอง โดยมี ทั้งหมด 16 คำถาม ให้คะแนนแบบ 4 ระดับ ตาม Likert-scale โดย 0 คือ ไม่จริงแน่นอน และ 3 คือ จริงแน่นอน สามารถแปลผลแบบทดสอบได้ดังนี้ 0 - 15 คะแนน คือ ความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์ต่ำ, 16 - 30 คะแนน คือ ความเสี่ยงในการติดสื่อสังคม ออนไลน์ปานกลาง และ 31 - 48 คะแนน คือ ความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง แบบสอบถามนี้มีความตรงและความเชื่อมั่นใน เกณฑ์ดี สำหรับกลุ่มผู้ป่วยอายุระหว่าง 13 - 75 ปี โดยมี Content validity index ในส่วนของ relevance, clarity, และ simplicity ที่ 0.992, 0.938 และ 0.977 ตามลำดับ และมีค่า Cronbach's alpha coefficient เท่ากับ 0.90 (95% CI: 0.89 - 0.90)
4. แบบสอบถามคุณภาพการนอน (Pittsburgh Sleep Quality Index; PSQI) สร้างขึ้นโดย Buysse และ คณะ ในปี 1988²⁵ และได้รับการแปลเป็นภาษาไทย โดย ตฤยา สัตยวรรณ และคณะ ในปี 2014²⁶ แบบสอบถามนี้ถูกพัฒนาขึ้นมาเพื่อประเมินคุณภาพ การนอนในช่วง 1 เดือนที่ผ่านมา แบ่งออกเป็น 7 ส่วนย่อย ได้แก่ subjective sleep quality, sleep latency, sleep duration, habitual sleep efficiency, sleep disturbance, use of sleep medication และ daytime dysfunction ทั้งหมดประกอบไปด้วย 9 ข้อ ที่ผู้ทำการทดสอบตอบด้วยตัวเอง และ 1 ข้อ ที่เป็น ผู้นอนร่วมเตียงช่วยในการประเมิน แต่ 1 ข้อนี้ไม่ได้ ถูกนำมาคิดคะแนน จะถูกใช้ในการบอกอาการที่

ผู้เข้าร่วมเพียงสังเกตเห็นเท่านั้น คือ กรณเสียดัง มีช่วงหยุดหายใจเป็นระยะเวลาสั้นขณะหลับ ขากรระตุกขณะหลับ สับสนเป็นช่วงๆ ขณะหลับ และอาการกระสับกระส่ายอื่นๆ การให้คะแนนเป็นแบบ Likert-scale ของแต่ละ 7 ส่วนย่อย แบ่งออกเป็น 4 ระดับ คะแนน 0 - 3 คะแนน โดย 0 หมายถึง ไม่มีอาการ และ 3 หมายถึง มีอาการมาก และคิดคะแนน global PSQI score โดยนำคะแนนทั้ง 9 ข้อมารวมกัน โดยจุดตัดคะแนนรวมที่มากกว่า 5 คะแนน หมายถึง คุณภาพการนอนที่ไม่ดี นอกจากนี้หากพิจารณาคะแนนรวมที่มากขึ้นบ่งบอกถึงคุณภาพการนอนที่ไม่ดี อย่างไรก็ตามแบบสอบถามนี้ไม่มีค่าความเชื่อมั่นในกลุ่มผู้ป่วยสมาธิสั้นอายุ 13 - 18 ปี ผู้วิจัยจึงทำการศึกษานำร่องในกลุ่มตัวอย่างนี้ที่มารับการรักษาที่คลินิกผู้ป่วยนอกจิตเวชศาสตร์เด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ จำนวน 30 คน มีค่า Cronbach's alpha coefficient เท่ากับ 0.75

ส่วนที่ 2 แบบสอบถามสำหรับผู้ปกครองของอาสาสมัคร ได้แก่ แบบสอบถามความรุนแรงของอาการสมาธิสั้น (the Swanson, Nolan, and Pelham rating scale; SNAP-IV (short form)) ฉบับผู้ปกครองหรือครูเป็นผู้ประเมิน แปลเป็นภาษาไทยโดย ณัฏฐา พิทยรัตน์เสถียร²⁷ ประกอบไปด้วย 26 ข้อคำถาม แบ่งเป็นด้าน Inattention ด้าน Hyperactivity/Impulsivity และด้าน Oppositional defiant disorder คิดคะแนนแบบ Likert scale 4 ระดับ คือ 0 = ไม่เลย, 1 = เล็กน้อย, 2 = ค่อนข้างมาก และ 3 = มาก มีค่าจุดตัด (cut-offs) ฉบับผู้ปกครอง คือ Inattention 16 คะแนน, Hyperactivity/Impulsivity 13 คะแนน, Oppositional defiant disorder 15 คะแนน มีค่า Cronbach's alpha coefficient เท่ากับ 0.93 - 0.96 มีค่าความเชื่อมั่นในเกณฑ์ดี

ส่วนที่ 3 การสืบค้นข้อมูลจากเวชระเบียน โดยใช้แบบบันทึกข้อมูล (case record form) ที่ผู้วิจัยสร้างขึ้นสำหรับเก็บข้อมูลจากการค้นหาข้อมูลในแฟ้มเวชระเบียนและข้อมูลของระบบสารสนเทศของโรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย ทั้งหมด 3 ข้อ ได้แก่ โรคประจำตัวทางกาย (เก็บข้อมูลรหัส ICD-10) โรคประจำตัวทางสุขภาพจิต (เก็บข้อมูลรหัส ICD-10) โดยเฉพาะกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์และกลุ่มโรควิตกกังวล เนื่องจากมีงานวิจัยพบว่าในวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น การมีอารมณ์เศร้าและความวิตกกังวลส่งผลต่อการนอนหลับ²⁸ นอกจากนี้ยังเก็บข้อมูลของยาทั้งหมด

ที่รับประทาน ได้แก่ ชื่อยา วิธีที่รับประทาน และขนาดของยาที่รับประทานเป็นปริมาณมิลลิกรัมในขณะที่เก็บข้อมูลงานวิจัย โดยได้ทำการจัดประเภทของยา Methylphenidate เป็น 2 ประเภท คือ intermediate-release และ extended-release เพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างประเภทของยา Methylphenidate ที่มีต่อคุณภาพการนอน

การวิเคราะห์ข้อมูล

การศึกษานี้วิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติโดยใช้โปรแกรมคอมพิวเตอร์สำเร็จรูป SPSS version 26.0 รายงานลักษณะทั่วไปของกลุ่มตัวอย่างโดยสถิติเชิงพรรณนา (descriptive statistics) ได้แก่ ร้อยละ ค่าเฉลี่ย ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน และค่าช่วงความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 95 (95% CI) วิเคราะห์ข้อมูลความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรหรือปัจจัยต่างๆ ด้วยสถิติ Pearson correlation, Independent t-test และ one-way ANOVA หลังจากนั้นนำปัจจัยที่พบว่ามีความสัมพันธ์กับคะแนนแบบทดสอบ PSQI อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (p-value < 0.05) มาวิเคราะห์หาความสัมพันธ์ต่อคุณภาพการนอนที่ไม่ดีในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นโดยใช้สถิติ Multiple logistic regression โดยใช้ enter method กำหนดค่า p-value < 0.05 ถือว่ามีนัยสำคัญทางสถิติ ในงานวิจัยนี้มีผู้ช่วยเก็บวิจัยที่ตรวจสอบความครบถ้วนของการตอบแบบสอบถามจึงไม่พบ missing data

ผลการศึกษา

กลุ่มตัวอย่างทั้งหมด 134 คน มีอายุเฉลี่ย 14.5 ± 1.5 ปี ส่วนใหญ่เป็นเพศชาย 95 คน (ร้อยละ 70.9) มีระดับการศึกษาอยู่มัธยมศึกษาตอนต้น จำนวน 93 คน (ร้อยละ 69.9) มี Body Mass Index (BMI) อยู่ในช่วง 18.5 - 22.9 (ร้อยละ 32.8) ไม่มีโรคร่วมทางกาย (ร้อยละ 82.1) และไม่มีโรคร่วมทางจิตเวช (ร้อยละ 58.2) ได้รับยา Methylphenidate (immediate-release) ร้อยละ 38.1 มีจำนวนวันเฉลี่ยที่นอนกลางวันช่วง 1 เดือน เท่ากับ 6.1 ± 15.8 วัน และคะแนนเฉลี่ยของแบบสอบถาม SNAP-IV เท่ากับ 32.7 ± 26.7 คะแนน ระยะเวลาเฉลี่ยที่ใช้สื่อสังคมออนไลน์ในช่วง 1 เดือนที่ผ่านมา เท่ากับ 165.7 ± 102.4 ชั่วโมง โดยแพลตฟอร์มที่กลุ่มตัวอย่างใช้มากที่สุด คือ Instagram (ร้อยละ 59.7) ในด้านคะแนนแบบทดสอบ S-MASS พบว่ากลุ่มตัวอย่างมีคะแนนเฉลี่ยของแบบทดสอบเท่ากับ 25.0 ± 9.2 คะแนน โดยอาสาสมัครส่วนใหญ่มีความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์ในระดับปานกลาง (ร้อยละ

ตารางที่ 1 ลักษณะของกลุ่มตัวอย่าง (n = 134)

ปัจจัย	จำนวน (ร้อยละ)
ปัจจัยส่วนบุคคลของวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น	
เพศ	
ชาย	95 (70.9)
หญิง	39 (29.1)
อายุ (mean ± SD)	14.5 ± 1.5
ระดับการศึกษา	
มัธยมศึกษาตอนต้น	93 (69.9)
มัธยมศึกษาตอนปลาย	31 (23.3)
มหาวิทยาลัยปีที่ 1	2 (1.5)
ประกาศนียบัตรวิชาชีพ	5 (3.8)
สำนักงานการศึกษานอกระบบและการศึกษาตามอัธยาศัย	2 (1.5)
รับประทานยาทุกชนิด ทุกวัน ตามคำสั่งแพทย์	
ไม่ใช่	47 (35.1)
ใช่	87 (64.9)
สภาพแวดล้อมของห้องนอนมีตึสนิท เงียบสงบ	
ไม่ใช่	49 (36.6)
ใช่	85 (63.4)
มีการใช้เตียงเพื่อทำกิจกรรมอื่นนอกจากการนอนหลับ	
ไม่ใช่	25 (18.7)
ใช่	109 (81.3)
จำนวนวันตื่นนอนกลางวันใน 1 เดือน (mean ± SD)	6.1 ± 15.8
ออกกำลังกายอย่างน้อย 60 นาที ทุกวัน	
ไม่ใช่	91 (67.9)
ใช่	43 (32.1)
ปัจจัยความรุนแรงของอาการสมาธิสั้น	
คะแนนแบบสอบถาม SNAP-IV (short form) (mean ± SD)	32.7 ± 26.7
Inattention (mean ± SD)	14.3 ± 9.2
Hyperactivity/impulsivity (mean ± SD)	8.7 ± 9.4
Oppositional defiant disorder (mean ± SD)	9.6 ± 9.3
ปัจจัยโรคร่วม และยาที่รับประทาน	
โรคร่วมทางกาย	
ไม่มี	110 (82.1)
มี	24 (17.9)
โรคร่วมทางจิตเวช	
ไม่มี	78 (58.2)
มี	56 (41.8)

ปัจจัย	จำนวน (ร้อยละ)
ยา	
ไม่ได้รับ Methylphenidate	33 (24.6)
ได้รับ Methylphenidate	101 (75.4)
Antidepressant	
ไม่มี	95 (70.9)
มี	39 (29.1)
Antipsychotic	
ไม่มี	111 (82.8)
มี	23 (17.2)
ปัจจัยการใช้สื่อสังคมออนไลน์	
ระยะเวลาที่ใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน (ชั่วโมง) (mean ± SD)	165.7 ± 102.4
ช่วงเวลาที่มีการใช้สื่อสังคมออนไลน์ (ชั่วโมง:นาที)	
05:00 - 17:59	16 (12.0)
18:00 - 04:59	11 (8.3)
ใช้ทั้งสองช่วงเวลา	105 (8.9)
แพลตฟอร์มที่ใช้สื่อสังคมออนไลน์^a	
Facebook	61 (45.5)
TikTok	76 (56.7)
Instagram	80 (59.7)
Line	74 (55.2)
X	37 (27.6)
อื่นๆ	24 (17.9)
ปัจจัยการติดสื่อสังคมออนไลน์	
คะแนนแบบทดสอบ S-MASS (mean ± SD)	25.0 ± 9.2
ความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์	
ต่ำ	20 (14.9)
ปานกลาง	73 (54.5)
สูง	41 (30.6)
ปัจจัยคุณภาพการนอน	
คะแนนแบบสอบถาม PSQI (mean ± SD)	6.1 ± 5.5
คุณภาพการนอน	
ดี	67 (50.0)
ไม่ดี	67 (50.0)

^a แพลตฟอร์มที่ใช้สื่อสังคมออนไลน์ ผู้ตอบแบบสอบถามสามารถเลือกตอบได้มากกว่า 1 คำตอบ, SD = standard deviation, SNAP-IV = the Swanson, Nolan, and Pelham rating scale, S-MASS = social-media addiction screening scale, PSQI = Pittsburgh sleep quality index

54.5) ด้านคุณภาพการนอนที่ดีและไม่ดีของกลุ่มตัวอย่างมีความซุกเท่ากันที่ร้อยละ 50.0 โดยค่าเฉลี่ยของคะแนนแบบทดสอบ PSQI เท่ากับ 6.1 ± 5.5 คะแนน

จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยและคะแนนแบบทดสอบ PSQI โดยสถิติ Independent t-test พบว่าเพศหญิงมีคะแนนเฉลี่ยแบบทดสอบ PSQI สูง (มีคุณภาพการนอนที่ไม่ดี) กว่าเพศชายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (mean difference = 1.96, $t = 3.28$, $p = 0.001$) การใช้เตียงเพื่อทำกิจกรรมอื่นนอกจากการนอนหลับทำให้มีค่าคะแนนเฉลี่ยคุณภาพการนอนสูงกว่าการไม่ใช้เตียงเพื่อทำกิจกรรมอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (mean difference = 1.52, $t = 2.13$, $p = 0.04$) นอกจากนี้การมีโรคร่วมทางจิตเวชยังมีความสัมพันธ์กับคะแนนแบบทดสอบ PSQI อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (mean difference = 1.16, $t = 2.06$, $p = 0.04$) โดยค่าเฉลี่ยของกลุ่มที่มีโรคร่วมทางจิตเวชมีคะแนนแบบทดสอบ PSQI ที่สูงกว่า และการได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (ICD-10: F30-F39) มีความสัมพันธ์กับคะแนนแบบทดสอบ PSQI อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (mean difference = 3.13, $t = 2.69$, $p = 0.002$) โดยกลุ่มที่ได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) มีคะแนนแบบทดสอบ PSQI ที่สูงกว่า

เมื่อวิเคราะห์ด้วยสถิติ one-way ANOVA พบว่า ช่วงเวลาที่มีการใช้สื่อสังคมออนไลน์ไม่สัมพันธ์กับคะแนนแบบทดสอบ PSQI ($F = 1.48$, $p = 0.22$) แต่ระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน มีความสัมพันธ์กับคะแนนแบบทดสอบ PSQI อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($F = 3.63$, $p = 0.008$) โดยระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ที่เพิ่มขึ้น สัมพันธ์กับคะแนนแบบทดสอบ PSQI ที่เพิ่มขึ้น เมื่อวิเคราะห์ด้วย multiple comparison ด้วยวิธี Bonferroni ในส่วนแรกเมื่ออ้างอิงจากคำแนะนำในการใช้หน้าจอออนไลน์ของประเทศแคนาดา ออสเตรเลีย และสหราชอาณาจักร ที่แนะนำว่าไม่ควรให้วัยรุ่นใช้หน้าจอมากกว่า 2 ชั่วโมงต่อวัน^{29,30} เมื่อนำมาคำนวณระยะเวลาการใช้หน้าจอใน 1 เดือน (การศึกษานี้กำหนด 1 เดือนเท่ากับ 28 วัน) จึงได้เท่ากับไม่มากกว่า 56 ชั่วโมง โดยพบว่ากลุ่มที่มีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ในช่วง 0 - 56 ชั่วโมง มีค่าคะแนนเฉลี่ยของแบบทดสอบ PSQI ต่ำกว่ากลุ่มที่มีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์มากกว่า 140 ชั่วโมง ($p = 0.005$) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในด้านความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์ มีความสัมพันธ์กับคะแนนแบบทดสอบ PSQI อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($F = 11.95$, $p < 0.001$) โดยค่าเฉลี่ยของแต่ละกลุ่มเพิ่มขึ้นตามความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์ เมื่อวิเคราะห์ด้วย

multiple comparison ด้วยวิธี Bonferroni พบว่ากลุ่มที่มีความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์ต่ำ มีคะแนนเฉลี่ยของแบบทดสอบ PSQI ต่ำกว่ากลุ่มที่มีความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์ปานกลาง ($p < 0.001$) และสูง ($p < 0.001$) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

จากการวิเคราะห์ด้วยสถิติ Multiple logistic regression พบว่าเพศหญิงสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ คิดเป็น 3.09 เท่า เมื่อเทียบกับเพศชาย ($aOR = 3.09$, $p = 0.005$, 95% CI: 1.40 - 6.84) ความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ คิดเป็น 2.98 เท่า เมื่อเทียบกับกลุ่มที่มีความเสี่ยงการติดสื่อสังคมออนไลน์ในระดับต่ำและปานกลาง ($aOR = 2.98$, $p = 0.006$, 95% CI: 1.37 - 6.48) นอกจากนี้ยังพบว่าการมีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน มากกว่า 56 ชั่วโมง มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ คิดเป็น 5.64 เท่า เมื่อเทียบกับกลุ่มที่มีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน น้อยกว่าหรือเท่ากับ 56 ชั่วโมง ($aOR = 5.64$, $p = 0.009$, 95% CI: 1.54 - 20.66) และการได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ คิดเป็น 7.82 เท่า เมื่อเทียบกับกลุ่มที่ไม่ได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) ($aOR = 7.82$, $p = 0.008$, 95% CI: 1.69 - 36.20) ส่วนปัจจัยอื่นไม่พบว่ามีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอน

วิจารณ์

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความซุกซนของคุณภาพการนอนที่ไม่ดีในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น โดยพบว่ามีความซุกซนของคุณภาพการนอนที่ไม่ดี ร้อยละ 50 ซึ่งพบความซุกซนน้อยกว่าการศึกษาที่ผ่านมา ที่พบว่าเด็กโรคสมาธิสั้นมักมีปัญหาคุณภาพการนอนที่ไม่ดีประมาณร้อยละ 70^{5,31-33} ซึ่งอาจเกิดจากกลุ่มตัวอย่างเป็นผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น ที่มีอายุ 13 - 18 ปี ซึ่งตามพัฒนาการของวัยรุ่นจะมีความคิดเอาตัวเองเป็นศูนย์กลาง และมักมองตนเองดีกว่าความเป็นจริง จึงอาจทำให้เกิดการให้ข้อมูลที่ผิดเกินกว่าความเป็นจริงได้ นอกจากนี้อาจเกี่ยวข้องกับปัจจัยด้านเพศ โดยในกลุ่มตัวอย่างส่วนมากเป็นวัยรุ่นเพศชายซึ่งมักพบปัญหาการนอนน้อยกว่าวัยรุ่นเพศหญิง เนื่องจากวัยรุ่นเพศหญิงมีความเครียด วิตกกังวลได้ง่ายกว่า ซึ่งส่งผลกับการนอน และความซุกซนที่ลดลงอาจมีผลจากระดับการศึกษาของกลุ่มตัวอย่าง ซึ่งพบว่ากลุ่มตัวอย่างอยู่ระดับชั้นมัธยมศึกษาตอนต้นมากที่สุด

ซึ่งยังเป็นวัยที่ผู้ปกครองอาจจะยังดูแลอย่างใกล้ชิด ทำให้มีความ
 ความรู้เรื่องพฤติกรรมนอนมาก จึงอาจส่งผลให้ความสุขของ
 การศึกษานี้ไม่เท่ากับการศึกษาที่ผ่านมา

ด้านปัจจัยที่มีผลต่อคุณภาพการนอนเมื่อพิจารณา
 แต่ละด้าน โดยเริ่มจากปัจจัยด้านเพศ พบว่าการเป็นเพศหญิง
 ทำให้พบคุณภาพการนอนที่ไม่ดีมากกว่าเพศชาย 3.09 เท่า

ตารางที่ 2 ความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยและคะแนนแบบทดสอบ Pittsburgh sleep quality index วิเคราะห์โดยสถิติ Independent t-test

ปัจจัย	คะแนน PSQI (mean $\pm$ SD)	t	mean diff.	95% CI	p-value
เพศ		3.28	1.96	0.78 – 3.14	0.001*
ชาย	5.51 $\pm$ 3.17				
หญิง	7.46 $\pm$ 3.06				
ทานยาทุกชนิด ทุกวัน ตามคำสั่งแพทย์		1.54	0.90	-2.06, 0.26	0.13
ไม่ใช้	5.49 $\pm$ 3.06				
ใช่	6.39 $\pm$ 3.32				
สภาพแวดล้อมห้องนอนมีดสนิท เยียบสงบ		0.74	0.43	-0.73, 1.58	0.46
ไม่ใช้	6.35 $\pm$ 3.58				
ใช่	5.92 $\pm$ 3.05				
มีการใช้เตียงเพื่อทำกิจกรรมอื่นนอกจากการนอนหลับ		2.14	1.52	0.11 – 2.92	0.04*
ไม่ใช้	4.84 $\pm$ 3.09				
ใช่	6.36 $\pm$ 3.23				
ออกกำลังกายอย่างน้อย 60 นาที ทุกวัน		1.01	0.61	-0.58 – 1.80	0.31
ไม่ใช้	5.88 $\pm$ 3.24				
ใช่	6.49 $\pm$ 3.28				
โรคร่วมทางกาย		0.61	0.45	-1.01, 1.90	0.54
ไม่มี	6.15 $\pm$ 3.32				
มี	5.71 $\pm$ 2.93				
โรคร่วมทางจิตเวช		2.06	1.16	0.48 – 2.27	0.04*
ไม่มี	5.59 $\pm$ 2.91				
มี	6.75 $\pm$ 3.59				
ได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39)		3.13	2.69	0.99 – 4.40	0.002*
ไม่ใช้	5.77 $\pm$ 3.12				
ใช่	8.47 $\pm$ 3.36				
ได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรควิตกกังวล (F40-F48)		0.42	0.30	-1.13 – 1.73	0.68
ไม่ใช้	6.02 $\pm$ 3.00				
ใช่	6.32 $\pm$ 4.22				
Antidepressant		1.84	1.12	-0.09 – 2.34	0.07
ไม่มี	5.75 $\pm$ 2.99				
มี	6.87 $\pm$ 3.73				
Antipsychotic		1.22	0.91	-0.57 – 2.38	0.23
ไม่มี	5.92 $\pm$ 3.16				
มี	6.83 $\pm$ 3.69				

* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ $p < 0.05$, SD = standard deviation, mean diff. = mean difference, 95% CI = 95% confidence interval, PSQI = Pittsburgh Sleep Quality Index

อาจเกิดเนื่องจากเพศหญิงมีแนวโน้มที่จะเกิดความเครียดวิตกกังวลได้สูงกว่าเพศชาย³⁴ ปัจจัยด้านการใช้สื่อสังคมออนไลน์พบว่ากลุ่มที่มีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ในช่วง 0 - 56 ชั่วโมง มีคุณภาพการนอนที่ดีกว่ากลุ่มที่มีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์มากกว่า 140 ชั่วโมง ซึ่งเป็นไปตามคำแนะนำระยะเวลาการให้น้ำจอกของหลายประเทศ³⁵⁻³⁷ และสอดคล้องกับการศึกษาก่อนหน้านี้ที่พบว่าระยะเวลาที่ใช้สื่อสังคมออนไลน์ที่เพิ่มขึ้นสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ลดลง^{13,17,38-40} นอกจากนี้ยังพบว่าการมีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือนมากกว่า 56 ชั่วโมงเป็นปัจจัยเสี่ยงที่ทำให้มีคุณภาพการนอนไม่ดีคิดเป็น 5.64 เท่า

ของกลุ่มที่มีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน น้อยกว่าหรือเท่ากับ 56 ชั่วโมง อาจอธิบายได้จากการใช้เวลาไปกับสื่อสังคมออนไลน์มากขึ้นทำให้ระยะเวลาที่สมองถูกกระตุ้นจากความคิด และอารมณ์ความรู้สึกต่างๆ ทั้งจากเนื้อหาของสื่อสังคมออนไลน์หรือจากการที่ต้องได้ตอบกับสื่อสังคมออนไลน์ทำให้เกิดภาวะตื่นตัวมากเกินไปทางความคิดและอารมณ์ (cognitive-emotional hyperarousal)⁴¹ เกิดความวิตกกังวล นอกจากนี้ยังกระตุ้นให้เกิดการพุ่งสูงของสารโดพามีน (dopamine surge) ทำให้สมองเกิดความตื่นตัวมากขึ้นและตื่นตัวเป็นเวลานานขึ้น รวมถึงระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ที่เพิ่มขึ้นยังทำให้

ตารางที่ 3 ความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยและคะแนนแบบทดสอบ Pittsburgh sleep quality index วิเคราะห์โดยสถิติ one-way ANOVA

ปัจจัย	คะแนน PSQI		F	p	multiple comparison ^a
	mean	SD			
ระดับการศึกษา			1.03	0.39	
มัธยมศึกษาตอนต้น	5.84	3.35			
มัธยมศึกษาตอนปลาย	6.71	2.96			
มหาวิทยาลัยปีที่ 1	6.50	0.70			
ประกาศนียบัตรวิชาชีพ	5.40	3.05			
สำนักงานการศึกษานอกระบบและการศึกษาตามอัธยาศัย	9.50	4.95			
ช่วงเวลาที่มีการใช้สื่อสังคมออนไลน์			1.48	0.22	
05.00 – 17.59	5.94	1.08			
18.00 – 04.59	4.36	1.04			
ใช้ทั้งสองช่วงเวลา	6.29	0.30			
ระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน			3.63	0.008*	
0 – 56 ชั่วโมง	3.76	2.25			0 – 56 ชั่วโมง vs มากกว่า 140 ชั่วโมง*
57 – 84 ชั่วโมง	5.12	2.12			
85 – 112 ชั่วโมง	6.38	3.33			
113 – 140 ชั่วโมง	6.20	3.45			
มากกว่า 140 ชั่วโมง	6.76	3.38			
ความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์			11.95	<0.001*	
ต่ำ	3.05	1.32			ต่ำ vs ปานกลาง* ต่ำ vs สูง*
ปานกลาง	6.52	3.45			
สูง	6.76	2.72			
ได้รับยา Methylphenidate			1.82	0.17	
ไม่ได้รับ	6.55	3.01			
ได้รับประเภท intermediate-release	5.78	3.14			
ได้รับประเภท intermediate-release และ extended-release	5.15	1.95			

* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ $p < 0.05$, SD = standard deviation, PSQI = Pittsburgh Sleep Quality Index, a = Bonferroni test

ตารางที่ 4 ความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยและคุณภาพการนอน วิเคราะห์โดยสถิติ Multiple logistic regression

ปัจจัย	adjusted OR	95% CI	p-value
เพศ			
ชาย	ref.	ref.	
หญิง	3.09	1.40 – 6.84	0.005*
อายุ			
13 – 15 ปี	ref.	ref.	
16 – 18 ปี	1.79	0.70 – 4.58	0.23
ความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์			
ความเสี่ยงต่ำและปานกลาง	ref.	ref.	
ความเสี่ยงสูง	2.98	1.37 – 6.48	0.006*
ระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน			
น้อยกว่าหรือเท่ากับ 56 ชั่วโมง	ref.	ref.	
มากกว่า 56 ชั่วโมง	5.64	1.54 – 20.66	0.009*
การใช้เตียงเพื่อทำกิจกรรมอื่นนอกจากการนอนหลับ			
ไม่มี	ref.	ref.	
มี	1.63	0.66 – 3.99	0.29
โรคร่วมทางจิตเวช			
ไม่มี	ref.	ref.	
มี	1.90	0.93 – 3.90	0.08
การวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39)			
ไม่ได้รับการวินิจฉัย	ref.	ref.	
ได้รับการวินิจฉัย	7.82	1.69 – 36.20	0.008*

* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ $p < 0.05$, adjusted OR = adjusted odds ratio, 95% CI = 95% confidence interval, ref. = reference

ร่างกายได้รับแสงสีฟ้าจากหน้าจอมากขึ้น ซึ่งจะส่งผลต่อการหลั่งสารเมลาโทนิน (melatonin)⁴² ที่ช่วยกระตุ้นให้เกิดการนอนหลับซึ่งทั้งหมดส่งผลกระทบต่อการนอนหลับ หรือระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ที่นานขึ้นอาจส่งผลต่อระยะเวลาการนอนโดยตรงได้ ทำให้คุณภาพการนอนลดลง และจากผลการศึกษายังพบว่ากลุ่มที่มีความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง จะพบคุณภาพการนอนที่เลวร้ายกว่ากลุ่มที่มีความเสี่ยงต่ำและปานกลาง 2.98 เท่า อาจอธิบายได้จากการที่มีความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง แสดงให้เห็นถึงการใช้เวลากับสื่อสังคมออนไลน์ที่มากขึ้น ซึ่งการใช้เวลาไปกับสื่อสังคมออนไลน์ที่มากขึ้นอาจทำให้กระทบกับเวลาการนอนและสุขอนามัยการนอน เช่น ส่งผลให้ไม่สามารถงดหน้าจอ ก่อนเข้านอนอย่างน้อย 1 ชั่วโมงได้ ทำให้ร่างกายถูกกระตุ้นให้

ตื่นตัวจากแสงสีฟ้าของหน้าจอ ส่งผลต่อการหลั่งสารเมลาโทนิน (melatonin) และกระทบต่อคุณภาพการนอน

ปัจจัยด้านสุขอนามัยการนอน พบว่าการมีการใช้เตียงเพื่อทำกิจกรรมอื่นนอกจากการนอนหลับสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ลดลง ซึ่งอาจจะสามารถอธิบายได้ว่าการใช้เตียงเพื่อทำกิจกรรมอื่นนอกจากการนอนหลับเป็นการทำให้เกิดการสร้างเงื่อนไขที่ทำให้เกิดการตื่นตัว (conditioned arousal)⁴³ ทำให้สมองมีการหลั่งสารอะดรีนาลีน (adrenaline) และสารคอร์ติซอล (cortisol) ส่งผลให้ร่างกายเกิดการตื่นตัว จึงส่งผลต่อคุณภาพการนอนซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยก่อนหน้านี้⁴⁴⁻⁴⁶ แต่ช่วงเวลาที่มีการใช้สื่อสังคมออนไลน์ไม่สัมพันธ์กับคุณภาพการนอน ซึ่งแตกต่างจากผลการศึกษาก่อนหน้านี้ที่พบว่าการใช้สื่อสังคมออนไลน์ในช่วง

เวลากลางคืนส่งผลต่อคุณภาพการนอน⁴⁷ ซึ่งอาจเกิดจากการที่กลุ่มตัวอย่างส่วนมากมีลักษณะของการใช้สื่อสังคมออนไลน์ตลอดเวลา ทำให้ไม่สามารถแยกให้เห็นถึงความสัมพันธ์ของแต่ละช่วงเวลาได้

ปัจจัยทางด้านโรคร่วมพบว่าโรคร่วมทางจิตเวชยังมีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ลดลง ซึ่งตรงกับการศึกษาก่อนหน้า อาจมีสาเหตุจากโรคทางจิตเวชเป็นกลุ่มโรคหนึ่งที่ส่งผลให้มีปัญหาการนอนอยู่เดิม จึงยิ่งทำให้คุณภาพการนอนของกลุ่มตัวอย่างที่มีโรคร่วมทางจิตเวชลดลง นอกจากนี้ยังพบข้อมูลเพิ่มเติมว่ากลุ่มที่ได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) มีคุณภาพการนอนลดลงกว่ากลุ่มที่ไม่ได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) โดยพบว่าการได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) เป็นปัจจัยเสี่ยงที่ส่งผลให้คุณภาพการนอนไม่ดี คิดเป็น 7.82 เท่า ของกลุ่มที่ไม่ได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) ซึ่งอาจอธิบายได้จากอาการหนึ่งที่พบได้ในกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) คือนอนไม่หลับ ซึ่งเป็นสิ่งที่บ่งบอกถึงคุณภาพการนอนที่ไม่ดีอยู่เดิม แต่การมีโรคร่วมทางกายไม่มีความสัมพันธ์กับคะแนนแบบประเมินคุณภาพการนอนหลับ ซึ่งไม่สอดคล้องกับการศึกษาก่อนหน้าที่พบว่าโรคร่วมทางกายสัมพันธ์กับปัญหาการนอน⁴⁸ อาจเกิดจากกลุ่มตัวอย่างส่วนมากไม่มีโรคร่วมทางกาย

ปัจจัยทางด้านการรักษาพบว่า การได้รับยา Methylphenidate ไม่ส่งผลกับคุณภาพการนอน ซึ่งแตกต่างจากข้อมูลและการศึกษาที่พบว่า การได้ยากลุ่ม stimulant ทำให้คุณภาพการนอนไม่ดี^{49,50} อาจเกิดจากกลุ่มตัวอย่างมักได้รับยาในเวลาเช้าและเที่ยง ทำให้ยามดึกฤทธิ์ก่อนที่จะถึงเวลาเข้านอน จึงไม่ส่งผลต่อคุณภาพการนอน

การศึกษานี้มีข้อจำกัดคือ การศึกษานี้เป็นการศึกษา ณ ช่วงเวลาใดเวลาหนึ่งทำให้ไม่สามารถแสดงความสัมพันธ์แบบเป็นเหตุและผลได้ นอกจากนี้ขนาดของกลุ่มตัวอย่างยังมีจำนวนน้อย อาจทำให้ไม่สามารถพบความสัมพันธ์ได้ในบางปัจจัย และเป็นกลุ่มตัวอย่างของผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นที่เข้ารับการรักษา คลินิกผู้ป่วยนอกจิตเวชศาสตร์เด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย ที่เป็นโรงเรียนแพทย์ ซึ่งเป็นโรงพยาบาลตติยภูมิที่รับผู้ป่วยที่ถูกส่งต่อมาจากเนื่องมาจากเกินศักยภาพของโรงพยาบาลทั่วไป ทำให้ลักษณะของผู้ป่วยอาจมีอาการที่รุนแรงกว่าผู้ป่วยที่รักษาอยู่ที่โรงพยาบาลทั่วไป แต่ในขณะเดียวกันในโรงพยาบาลที่มีทีมสหวิชาชีพในการดูแลผู้ป่วยที่มากกว่าโรงพยาบาลทั่วไป

อาจส่งผลกับอาการของผู้ป่วย ความเข้าใจในตัวโรคด้วยเช่นกัน ซึ่งสิ่งเหล่านี้อาจส่งผลกับความถูกต้องของการให้ข้อมูลของผู้ป่วยได้ ทำให้อาจไม่สามารถที่จะนำไปใช้ได้กับประชากรทั่วไปทุกกลุ่ม เนื่องจากลักษณะของผู้ป่วยอาจต่างกัน นอกจากนี้การวัดคุณภาพการนอนเป็นการวัดจากแบบสอบถามประเภทที่ให้ผู้เข้าร่วมวิจัยเป็นผู้ตอบแบบสอบถามด้วยตนเอง (self-report method) อาจทำให้เกิดอคติจากการตอบแบบสอบถามได้ โดยเฉพาะกลุ่มประชากรในงานวิจัยนี้เป็นวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นที่อาจมีปัญหาเรื่องความจำเพื่อใช้งาน (working memory) ทำให้จำข้อมูลผิดพลาด นอกจากนี้ อาจเกิดการตอบให้อาการดีกว่าความเป็นจริงได้ เนื่องจากในวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้นอาจพบการขาดความรู้ความเข้าใจเกี่ยวกับอาการตัวโรคได้ และตามพัฒนาการของวัยรุ่นจะพบการมีความคิดเอาตัวเองเป็นศูนย์กลาง ซึ่งอาจส่งผลทำให้มองอาการที่เกิดขึ้นมีความรุนแรงน้อยกว่าความเป็นจริง นอกจากนี้การวัดคุณภาพการนอนจากแบบสอบถามคุณภาพการนอน (PSQI) ไม่ได้นำคะแนนของอาการที่บุคคลอื่นสังเกตได้ เช่น การนอนกรน ขากระตุก หรือกระสับกระส่าย เป็นต้น มาคิดคำนวณ อาจทำให้ไม่สามารถได้ข้อมูลเกี่ยวกับการนอนที่แท้จริงหรือเกิดการคลาดเคลื่อนของการเก็บข้อมูลให้ได้ผลลัพธ์ตามความเป็นจริง นอกจากนี้ยังมีปัจจัยอื่นๆ ที่ส่งผลต่อคุณภาพการนอนได้อีก เช่น อาหารที่รับประทาน การรับประทานเครื่องดื่มคาเฟอีน การใช้สารเสพติด รวมถึงสุราและบุหรี่ ความเครียดในปัจจุบัน กิจกรรมอื่นในช่วงเวลากลางวัน รวมถึงปัจจัยเกี่ยวกับสื่อสังคมออนไลน์อื่นๆ เช่น การใช้สื่อสังคมออนไลน์จากหลายแหล่ง และเนื้อหาของสื่อสังคมออนไลน์ เป็นต้น จึงอาจมีแนวทางสำหรับทำการศึกษาต่อในอนาคต โดยเพิ่มจำนวนกลุ่มตัวอย่างให้มากขึ้น หลากหลายขึ้น และใช้การวัดผลที่น่าเชื่อถือมากขึ้น เช่น ใช้อุปกรณ์วัดคุณภาพการนอนแทนการใช้แบบสอบถาม หรือใช้แบบสอบถามที่มีการประเมินจากหลายฝ่ายร่วมกัน เพื่อหาความเที่ยงตรงของข้อมูล รวมถึงพยายามจำกัดปัจจัยต่างๆ ที่อาจมีผลกระทบต่อคุณภาพการนอนออกไป

ข้อเสนอแนะในการนำไปใช้

จากผลการศึกษาที่พบว่าปัจจัยที่ส่งผลให้เกิดคุณภาพการนอนที่ไม่ดี ได้แก่ การเป็นเพศหญิง มีความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง มีระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือนมากกว่า 56 ชั่วโมง และได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) อาจนำไปสู่การให้คำแนะนำแก่พ่อแม่ ผู้ปกครองที่มีลูกเป็นวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น เกี่ยวกับการจำกัด

ระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน ไม่ควรมากกว่า 56 ชั่วโมง การสังเกตพฤติกรรมที่อาจบ่งบอกถึงความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์ รวมถึงอาจสร้างคำแนะนำในการใช้แบบคัดกรองความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์มากขึ้นในกลุ่มวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น โดยเฉพาะที่เป็นเพศหญิง หรือได้รับการวินิจฉัยกลุ่มโรคความผิดปกติทางอารมณ์ (F30-F39) อีกทั้งอาจสร้างเป็นคำแนะนำการใช้สื่อสังคมออนไลน์ที่เป็นนโยบายของประเทศผ่านกลุ่มองค์กรต่างๆ โดยระยะเวลาการใช้สื่อสังคมออนไลน์ใน 1 เดือน ไม่ควรมากกว่า 56 ชั่วโมง

สรุป

ระยะเวลาใช้สื่อสังคมออนไลน์และความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง สัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ไม่ดีในผู้ป่วยวัยรุ่นที่มีโรคสมาธิสั้น โดยระยะเวลาใช้สื่อสังคมออนไลน์ที่เพิ่มขึ้นและความเสี่ยงในการติดสื่อสังคมออนไลน์สูง มีความสัมพันธ์กับคุณภาพการนอนที่ลดลง

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณ ศ.นพ.ชาญวิทย์ พรนภดล สำหรับการอนุญาตให้ใช้แบบสอบถามการติดสื่อสังคมออนไลน์ (Social-Media Addiction Screening Scale; S-MASS) รศ.นพ.วัฒน์ชัย โชตินัยวัตรกุล สำหรับการอนุญาตให้ใช้แบบสอบถามคุณภาพการนอน (Pittsburgh Sleep Quality Index; PSQI) รศ.นพ.ณัฏฐา พิทยรัตน์เสถียร สำหรับการอนุญาตให้ใช้แบบสอบถามความรุนแรงของอาการสมาธิสั้น (the Swanson, Nolan, and Pelham rating scale; SNAP-IV (short form)) ขอขอบคุณเจ้าหน้าที่แผนกผู้ป่วยนอกหน่วยจิตเวชเด็กและวัยรุ่น โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย สำหรับความช่วยเหลือในการอำนวยความสะดวกในการเก็บข้อมูล ขอขอบคุณผู้อำนวยการโรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย ที่อนุญาตให้เก็บข้อมูลในการทำวิจัยครั้งนี้ ขอขอบคุณหน่วยงานเวชระเบียน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย สำหรับการช่วยเหลือในการค้นหาข้อมูล ทั้งนี้ งานวิจัยนี้ไม่ได้รับทุนสนับสนุน

ผลประโยชน์ขัดกัน (conflict of interest)

คณะผู้วิจัยไม่มีผลประโยชน์ขัดกันที่อาจเกิดเกี่ยวกับงานวิจัยนี้

การมีส่วนร่วมของผู้นิพนธ์ (authors' contributions)

นัยรัตน์ บรรดาศักดิ์: ออกแบบการศึกษา ทบทวนวรรณกรรม เขียนโครงร่างวิจัย การเก็บข้อมูล การวิเคราะห์ข้อมูล เขียนบทความ; ศศิธร ปรีชาวุฒิเดช: ออกแบบการศึกษา การตรวจสอบแก้ไขบทความ; จิรดา ประสาทพรศิริโชค: การออกแบบการศึกษา การวิเคราะห์ข้อมูล การตรวจสอบแก้ไขบทความ

เอกสารอ้างอิง

1. Erskine HE, Baxter AJ, Patton G, Moffitt TE, Patel V, Whiteford HA, Scott JG. The global coverage of prevalence data for mental disorders in children and adolescents. *Epidemiol Psychiatr Sci* 2017; 26(4): 395-402.
2. UNICEF. Ensuring mental health and well-being in an adolescent's formative years can foster a better transition from childhood to adulthood [Internet]. UNICEF; 2019 [cited 2025 Apr 7]. Available from: <https://data.unicef.org/topic/child-health/mental-health/#:~:text=In%202019%2C%20it%20was%20estimated,per%20cent%20of%20mental%20disorders>.
3. Salari N, Ghasemi H, Abdoli N, Rahmani A, Shiri MH, Hashemian AH, et al. The global prevalence of ADHD in children and adolescents: a systematic review and meta-analysis. *Ital J Pediatr* 2023; 49(1): 48.
4. Choo-pun K, Boonlue N. Attention deficit hyperactivity disorder in primary school Chiang Mai, Thailand. *Chiang Mai Med J* 2022; 10(1): 11-9.
5. Won DC, Feldman HM, Huffman LC. Sleep problem detection and documentation in children with autism spectrum disorder and attention-deficit/hyperactivity disorder by developmental-behavioral pediatricians: A DBPNet Study. *J Dev Behav Pediatr* 2019; 40(1): 20-31.
6. Wajszilber D, Santiseban JA, Gruber R. Sleep disorders in patients with ADHD: impact and management challenges. *Nat Sci Sleep* 2018; 10: 453-80.
7. Gomes R, Sousa B, Gonzaga D, Prior C, Rios M, Vaz Matos I. Association between attention-deficit/hyperactivity symptoms and sleep in preschoolers. *An Pediatr (Engl Ed)* 2023; 98(4): 283-90.
8. Mayes SD, Puzino K, DiGiovanni C, Calhoun SL. Cross-sectional age analysis of sleep problems in 2 to 17 year olds with ADHD combined, ADHD Inattentive, or autism. *J Clin Psychol Med Settings* 2022; 29(2): 239-48.
9. Thomas S, Lycett K, Papadopoulos N, Sciberras E, Rinehart N. Exploring behavioral sleep problems in children with ADHD and comorbid autism spectrum disorder. *J Atten Disord* 2018; 22(10): 947-58.
10. Bergwerff CE, Luman M, Oosterlaan J. No objectively measured sleep disturbances in children with attention-deficit/hyperactivity disorder. *J Sleep Res* 2016; 25(5): 534-40.
11. McGowan NM, Voinescu BI, Coogan AN. Sleep quality, chronotype and social jetlag differentially associate with

- symptoms of attention deficit hyperactivity disorder in adults. *Chronobiol Int* 2016; 33(10): 1433-43.
12. Shen C, Luo Q, Chamberlain SR. What is the link between attention-deficit/hyperactivity disorder and sleep disturbance? A multimodal examination of longitudinal relationships and brain structure using large-scale population-based cohorts. *Biol Psychiatry* 2020; 88(6): 459-69.
13. Hong GCC, Conduit R, Wong J, Di Benedetto M, Lee E. Diet, physical activity, and screen time to sleep better: multiple mediation analysis of lifestyle factors in school-aged children with and without attention deficit hyperactivity disorder. *J Atten Disord* 2021; 25(13): 1847-58.
14. Wong SL, King N, Gariépy G, Michaelson V, Canie O, King M, et al. Adolescent social media use and its association with relationships and connections: Canadian health behaviour in school-aged children, 2017/2018. *Health Reports* 2022; 33(12): 14-23.
15. Electronic Transactions Development Agency. Thai internet user behavior 2022. Bangkok: Electronic Transactions Development Agency; 2022.
16. Paulina LR, Csejtei I, Miklósi M. Attention deficit/hyperactivity symptoms, quality of sleep, and social media use in young adults during the COVID-19 epidemic. *Neuropsychopharmacol Hung* 2023; 25(2): 70-81.
17. Withayasakpant Hathaipat, Suwannee P. Impact of multimedia use before bed on sleep problems in ADHD children. *J Psychiatr Assoc Thailand* 2020; 65(4): 317-30.
18. Paulina LR, Csejtei I, Miklósi M. Sleep quality mediates the relationship between problematic social media use and attention-deficit/hyperactivity symptoms. *Eur Psychiatry* 2024; 67(Suppl 1): S102-3.
19. Cavalli E, Anders R, Chaussoy L, Herbillon V, Franco P, Putois B. Screen exposure exacerbates ADHD symptoms indirectly through increased sleep disturbance. *Sleep Med* 2021; 83: 241-247.
20. Ketumarn P, Hataiyusuk S, Pornnoppadol C, Apinuntavech S. Prevalence and factors associated with attention-deficit hyperactivity disorder in male juvenile delinquent of Metta Remand Home. *J Psychiatr Assoc Thailand* 2016; 61(1): 27-39.
21. Paulina LR, Csejtei I, Miklósi M. Sleep quality mediates the relationship between problematic social media use and attention-deficit/hyperactivity symptoms. *Eur Psychiatry*. 2024; 67.
22. Langberg JM, Molitor SJ, Oddo LE, Eadeh HM, Dvorsky MR, Becker SP. Prevalence, patterns, and predictors of sleep problems and daytime sleepiness in young adolescents with ADHD. *J Atten Disord* 2020; 24(4): 509-23.
23. Chanpen S, Pornnoppadol C, Vasupanrajit A, Dejatiwongse Na Ayudhya Q. An assessment of the validity and reliability of the social-media addiction screening scale (S-MASS). *Siriraj Med J* 2023; 75(3): 167-80.
24. Buysse DJ, Reynolds CF, 3rd, Monk TH, Berman SR, Kupfer DJ. The Pittsburgh Sleep Quality Index: a new instrument for psychiatric practice and research. *Psychiatry Res* 1989; 28(2): 193-213.
25. Sitasuwan Tullaya, Bussaratid Sontuss, Ruttanaumpawan Pimon, Wattanachai C. Reliability and validity of the Thai version of the Pittsburgh Sleep Quality Index. *J Med Assoc Thai* 2014; 97 (Suppl. 3): S57-67.
26. Pityaratstian N, Booranasuksakul T, Juengsiragulwit D, S B. ADHD screening properties of the Thai version of Swanson, Nolan, and Pelham IV scale (SNAP-IV) and strengths and difficulties questionnaire (SDQ). *J Psychiatr Assoc Thailand* 2014; 59: 97-100.
27. Sung V, Hiscock H, Fau S, Sciberras E, Sciberras E, Efron D, Efron D. Sleep problems in children with attention-deficit/hyperactivity disorder: prevalence and the effect on the child and family. *Arch Pediatr Adolesc Med* 2008; 162(4): 336-42.
28. Marten F, Keuppens L, Baeyens D, Boyer BE, Danckaerts M, Cortese S, Van der Oord S. Sleep parameters and problems in adolescents with and without ADHD: A systematic review and meta-analysis. *JCPP Adv*. 2023; 3(3): e12151.
29. Okely AD, Ghersi D, Loughran SP, Cliff DP, Shilton T, Jones RA, Stanley RM, Sherring J, Toms N, Eckermann S, Olds TS, Zhang Z, Parrish AM, Kervin L, Downie S, Salmon J, Bannerman C, Needham T, Marshall E, Kaufman J, Brown L, Wille J, Wood G, Lubans DR, Biddle SJH, Pill S, Hargreaves A, Jonas N, Schranz N, Campbell P, Ingram K, Dean H, Verrinder A, Ellis Y, Chong KH, Dumuid D, Katzmarzyk PT, Draper CE, Lewthwaite H, Tremblay MS. A collaborative approach to adopting/adapting guidelines. The Australian 24-hour movement guidelines for children (5-12 years) and young people (13-17 years): An integration of physical activity, sedentary behaviour, and sleep. *Int J Behav Nutr Phys Act*. 2022; 19(1): 2.
30. Toigo S, Wang C, Prince SA, Varin M, Roberts KC, Betancourt MT. Recreational screen time and mental health among Canadian children and youth. *Health Promot Chronic Dis Prev Can*. 2025; 45(7-8): 311-322.
31. Cortese S, Brown TE, Corkum P, Gruber R, O'Brien LM, Stein M, et al. Assessment and management of sleep problems in youths with attention-deficit/hyperactivity disorder. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 2013; 52(8): 784-96.
32. Sciberras E, Hiscock H, Cortese S, Becker SP, Fernando JW, Mulraney M. Variation in sleep profiles in children with ADHD and associated clinical characteristics. *J Child Psychol Psychiatry* 2023; 64(10): 1462-9.
33. Martin SR, Boergers J, Kopel SJ, McQuaid EL, Seifer R, LeBourgeois M, et al. Sleep hygiene and sleep outcomes in a sample of urban children with and without Asthma. *J Pediatr Psychol* 2017; 42(8): 825-36.
34. Hosseini L, Khazali H. Comparing the Level of Anxiety in Male & Female School Students. *Procedia Soc Behav Sci* 2013; 84: 41-6.
35. Australian Government. The Department of Health. Australian 24-hour movement guidelines for children (5–12 years) and young people (13–17 years): an integration of physical activity, sedentary behaviour, and sleep [Internet]. Australia: Australian Government; 2019 [cited 2025 Apr 7]. Available from: <https://www.health.gov.au/internet/main/publishing.nsf/Content/ti-5-17years>.
36. Chief Medical Officers. Physical activity guidelines: UK chief medical officers' report [Internet]. United Kingdom: Chief Medical

Officers; 2019 [cited 2025 Apr 7]. Available from: <http://publichealthwell.ie/node/1278661>.

37. Azhari A, Toms Z, Pavlopoulou G, Esposito G, Dimitriou D. Social media use in female adolescents: Associations with anxiety, loneliness, and sleep disturbances. *Acta Psychol (Amst)* 2022; 229: 103706.
38. Orhon F, Ergin A, Topcu S, Colak B, Almis H, Durmaz N, et al. The role of social support on the relationships between internet use and sleep problems in adolescents during COVID-19 pandemic: a multicentre study. *Child Adolesc Ment Health* 2023; 28(1): 117-23.
39. Otsuka Y, Kaneita Y, Itani O, Matsumoto Y, Jike M, Higuchi S, et al. The association between Internet usage and sleep problems among Japanese adolescents: three repeated cross-sectional studies. *Sleep* 2021; 44(12).
40. Tereshchenko S, Kasparov E, Smolnikova M, Shubina M, Gorbacheva N, Moskalenko O. Internet addiction and sleep problems among Russian adolescents: a field school-based study. *Int J Environ Res Public Health* 2021; 18(19).
41. Dressle RJ, Riemann D. Hyperarousal in insomnia disorder: Current evidence and potential mechanisms. *J Sleep Res.* 2023; 32(6): e13928.
42. AlShareef SM. The impact of bedtime technology use on sleep quality and excessive daytime sleepiness in adults. *Sleep Sci.* 2022; 15(Spec 2): 318-327.
43. Rossman J. Cognitive-Behavioral Therapy for Insomnia: An Effective and Underutilized Treatment for Insomnia. *Am J Lifestyle Med.* 2019; 13(6): 544-547.
44. Martin SR, Boergers J, Kopel SJ, McQuaid EL, Seifer R, LeBourgeois M, et al. Sleep hygiene and sleep outcomes in a sample of urban children with and without Asthma. *J Pediatr Psychol* 2017; 42(8): 825-36.
45. LeBourgeois MK, Giannotti F, Cortesi F, Wolfson A, Harsh J. Sleep hygiene and sleep quality in Italian and American adolescents. *Ann N Y Acad Sci* 2004; 1021: 352-4.
46. Bartel KA, Gradisar M, Williamson P. Protective and risk factors for adolescent sleep: a meta-analytic review. *Sleep Med Rev* 2015; 21: 72-85.
47. Alonzo R, Hussain J, Stranges S, Anderson KK. Interplay between social media use, sleep quality, and mental health in youth: A systematic review. *Sleep Med Rev* 2021; 56: 101414.
48. Wolniczak I, Caceres-DelAguila JA, Palma-Ardiles G, Arroyo KJ, Solis-Visscher R, Paredes-Yauri S, et al. Association between Facebook dependence and poor sleep quality: a study in a sample of undergraduate students in Peru. *PLoS One* 2013; 8(3): e59087.
49. Vernon L, Barber BL, Modecki KL. Adolescent problematic social networking and school experiences: the mediating effects of sleep disruptions and sleep quality. *Cyberpsychol Behav Soc Netw* 2015; 18(7): 386-92.
50. van den Eijnden R, Geurts SM, Ter Bogt TFM, van der Rijst VG, Koning IM. Social media use and adolescents' sleep: a longitudinal study on the protective role of parental rules regarding internet use before sleep. *Int J Environ Res Public Health* 2021; 18(3): 1346.

SUPPLEMENT

ตารางที่ 6 ลักษณะของกลุ่มตัวอย่างในด้านปัจจัยเกรดเฉลี่ย และ

Body Mass Index (n = 134)

ปัจจัย	จำนวน (ร้อยละ)
เกรดเฉลี่ย	
1.00 – 1.99	9 (6.7)
2.00 – 2.99	39 (29.1)
3.00 – 3.99	66 (49.3)
4.00	1 (0.7)
ข้อมูลขาดหาย (missing data)	19 (14.2)
BMI	
<18.5	41 (30.6)
18.5 – 22.9	44 (32.8)
23 – 24.9	17 (12.7)
25 – 29.9	20 (14.9)
≥ 30	12 (9.0)

การพัฒนาแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก

ปิ่นบัณฑิต ธนธัญญาไพศาล*, ศิริินดา จันทรเพ็ญ*, ชาญวิทย์ พรนภดล*, เทอดพงศ์ ทองศรีราช*, ชาญณรงค์ ชัยอุดมสม***, นันทิยา จิระทรัพย์****, พชนิวรณ อินตะ*****

*ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์ศิริราชพยาบาล มหาวิทยาลัยมหิดล

**สาขาวิชากุมารเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์ มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์

***สถาบันสุขภาพจิตเด็กและวัยรุ่นภาคตะวันออกเฉียงเหนือ

****โรงพยาบาลพระศรีมหาโพธิ์

*****โรงพยาบาลเชิงรายนะครราชสีมา

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ เพื่อพัฒนาแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกฉบับผู้ปกครองและฉบับเด็กที่มีความตรงและความเชื่อมั่นอยู่ในเกณฑ์ดี สามารถนำมาใช้ในการประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครองได้

วิธีการศึกษา ผู้วิจัยพัฒนาแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก 2 ฉบับ คือ ฉบับผู้ปกครอง (ผู้ปกครองประเมินตนเอง) และฉบับเด็ก (สำหรับบุตรหลานเป็นผู้ประเมิน) ทดสอบความตรงตามเนื้อหาโดยผู้เชี่ยวชาญ ทดสอบความตรงเชิงโครงสร้างโดยการวิเคราะห์องค์ประกอบ และทดสอบความสอดคล้องภายใน (internal consistency) ด้วยการหาค่า Cronbach's alpha coefficient

ผลการศึกษา จากการเก็บข้อมูลในกลุ่มตัวอย่างที่มีผู้ตอบแบบสอบถามสมบูรณ์ เป็นผู้ปกครองของนักเรียนระดับชั้นอนุบาล 1 ถึงมัธยมศึกษาปีที่ 6 จำนวน 2,634 ราย และเป็นนักเรียนระดับชั้นประถมศึกษาปีที่ 3 ถึงมัธยมศึกษาปีที่ 6 จำนวน 1,912 ราย ในโรงเรียนสังกัดรัฐบาลและเอกชน 5 จังหวัด ได้แก่ กรุงเทพฯ ขอนแก่น เชียงราย สงขลา และอุบลราชธานี ผลการศึกษาพบว่าแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกฉบับผู้ปกครอง มีความสอดคล้องภายในฉบับผู้ปกครองเท่ากับ 0.87 และฉบับเด็กเท่ากับ 0.86 และจากการวิเคราะห์องค์ประกอบพบว่า มีค่า factor loadings ฉบับผู้ปกครองอยู่ระหว่าง 0.45 - 0.75 และฉบับเด็กอยู่ระหว่าง 0.37 - 0.72 จากทดสอบความตรงตามเนื้อหา (Content Validation Index: CVI) โดยจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น ผู้เชี่ยวชาญด้านจิตวิทยาและด้านภาษา จำนวน 4 ท่าน พบว่ามีค่า CVI ฉบับผู้ปกครองมากกว่า 0.87 และฉบับเด็กมากกว่า 0.75

สรุป แบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกมีความตรงและความเชื่อถือได้อยู่ในเกณฑ์ดีทั้งฉบับผู้ปกครองและฉบับเด็ก สามารถนำไปใช้ในการประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครองได้

คำสำคัญ แบบประเมิน การเลี้ยงดูเชิงบวก ครอบครัว

Corresponding author: ศิริินดา จันทรเพ็ญ

ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์ศิริราชพยาบาล มหาวิทยาลัยมหิดล

E-mail: sirinda.cha@mahidol.ac.th

วันรับ 23 มิถุนายน 2568 วันแก้ไข 20 กุมภาพันธ์ 2569 วันตอบรับ 1 มีนาคม 2569

Development of Positive Parenting Scale (POPS)

Punnapat Thanaariyapaisan*, Sirinda Chanpen*, Chanvit Pornnoppadol*, Therdpong Thongseiratch**, Chamnarong Chaiudomsom***,

Nuntiya Jeerasup****, Phatchaneewan Inta*****

*Department of Psychiatry, Faculty of Medicine Siriraj Hospital, Mahidol University

**Department of Pediatrics, Faculty of Medicine, Prince of Songkla University

***North Eastern Institute of Child and Adolescent Mental Health

****Prasimahabodi Psychiatric Hospital

*****Chiangrai Prachanukroh Hospital

ABSTRACT

Objective: To develop and validate parent and child-reported versions of the Positive Parenting Scales (POPS) as effective tools for evaluating positive parenting skills.

Methods: Two versions of Positive Parenting Scales (POPS) were developed: a self-report version for parents (POPS-P) and a child-report version (POPS-C). Content validity index (CVI) was evaluated by the experts, construct validity was examined through factor analysis, and internal consistency was assessed using Cronbach's alpha coefficient.

Results: Data were collected from a total of 2,634 parents of students from kindergarten to Grade 12 and 1,912 students from Grade 3 to Grade 12, enrolled in public and private schools in five provinces: Bangkok, Khon Kaen, Chiang Rai, Songkhla, and Ubon Ratchathani. The internal consistency of POPS-P and POPS-C were 0.87 and 0.86 respectively. The factor loadings for the parent and child versions ranged from 0.45 - 0.75 and 0.37 - 0.72, respectively. Content validity, as evaluated by four experts in child and adolescent psychiatry, psychologist, and linguist, showed that content validity index (CVI) scores above 0.87 for the self-report version and 0.75 for the child-report version.

Conclusion: Positive Parenting Scales (POPS), both parent and child-report versions, have good validity and reliability, it suitable for evaluating positive parenting skills.

Keywords: psychometric, positive parenting, family

Corresponding author: Sirinda Chanpen

E-mail: sirinda.cha@mahidol.ac.th

Received: 23 June 2025 Revised: 20 February 2026 Accepted: 1 March 2026

บทนำ

การที่เด็กคนหนึ่งเติบโตมามีบุคลิกภาพและลักษณะนิสัยอย่างไรวินั้น ส่วนหนึ่งมาจากการเลี้ยงดูจากครอบครัวซึ่งถือเป็นสถาบันทางสังคมหน่วยแรกที่มีส่วนสำคัญอย่างมากในการหล่อหลอมและพัฒนาเด็กคนหนึ่งให้เติบโตขึ้นมาอย่างปกติ โดย Baumrind นักจิตวิทยาชาวอเมริกัน ได้ศึกษาวิจัยในเด็กก่อนวัยเรียนและผู้ปกครอง เกี่ยวกับรูปแบบการเลี้ยงดูที่สัมพันธ์กับพฤติกรรมที่แสดงออกของเด็ก จึงได้นำเสนอแนวคิดเกี่ยวกับรูปแบบการเลี้ยงดูไว้ 3 รูปแบบ ได้แก่ 1) รูปแบบการอบรมเลี้ยงดูแบบเอาใจใส่ (authoritative parenting style) 2) รูปแบบการอบรมเลี้ยงดูแบบควบคุม (authoritarian parenting style) และ 3) รูปแบบการอบรมเลี้ยงดูแบบตามใจ (permissive parenting style)¹ ต่อมา Maccoby and Martin ได้ศึกษาเพิ่มเติมจากแนวคิดของ Baumrind และเสนอรูปแบบการเลี้ยงดูเพิ่มขึ้นมา คือ รูปแบบการอบรมเลี้ยงดูแบบทอดทิ้ง (uninvolved parenting style)² ซึ่งการเลี้ยงดูทั้ง 4 รูปแบบนี้เป็นแนวคิดที่มีผู้สนใจนำไปศึกษาวิจัยต่ออย่างแพร่หลาย โดยพบว่าความขัดแย้งของคู่สมรส (marital conflict) และรูปแบบการเลี้ยงดูที่แตกต่างกันของพ่อแม่ ส่งผลต่ออารมณ์และพฤติกรรมเด็กที่แตกต่างกัน^{3,4} โดยพ่อแม่ที่มีรูปแบบการเลี้ยงดูแบบเอาใจใส่จะส่งผลต่ออารมณ์และพฤติกรรมทางบวกเมื่อลูกเติบโตเข้าสู่วัยรุ่น เช่น ภาวะอารมณ์ที่มั่นคง ความมั่นใจช่วยเหลือผู้อื่น ความกระตือรือร้น⁵ การมีผลสัมฤทธิ์ทางการเรียนดี^{5,6} การเห็นคุณค่าในตนเอง⁷ เป็นต้น นอกจากนี้ยังเป็นปัจจัยป้องกันปัญหาพฤติกรรมและสุขภาพจิต เช่น พฤติกรรมต่อต้านสังคม (antisocial behavior) ปัญหาการปรับตัวที่โรงเรียน (school adjustment) การกลั่นแกล้งทั่วไป (traditional bullying) การกลั่นแกล้งบนโลกไซเบอร์ (cyberbullying)⁸ การกระทำผิดกฎหมาย ภาวะซึมเศร้า³ เป็นต้น ส่วนในประเทศไทยพบว่าเด็กที่ได้รับการอบรมเลี้ยงดูแบบเอาใจใส่ มีความฉลาดทางอารมณ์ การปรับตัวด้านครอบครัว การเผชิญปัญหาแบบมุ่งจัดการปัญหา มีการเรียนรู้แบบกำกับตนเอง และมีเจตคติทางบวกต่อการแสวงหาความช่วยเหลือสูงกว่าเด็กที่ได้รับการอบรมเลี้ยงดูแบบควบคุมแบบตามใจ และแบบทอดทิ้ง⁹

นอกจากรูปแบบการเลี้ยงดูที่แตกต่างกันจะมีผลทำให้อารมณ์และพฤติกรรมของเด็กแตกต่างกันแล้ว ยังมีความเกี่ยวข้องกับความสัมพันธ์ (attachment) ซึ่งจะนำไปสู่พัฒนาการทางด้านจริยธรรมและการสร้างสัมพันธภาพในอนาคตของเด็กอีกด้วย จากการศึกษาพบว่ารูปแบบการเลี้ยงดูแบบเอาใจใส่ (authoritative

parenting style) ทำให้เด็กมีการปรับตัว มีความรับผิดชอบ ความคิดสร้างสรรค์ ความสงสัยใคร่รู้ และความมั่นใจมากกว่าเด็กที่ได้รับการเลี้ยงดูแบบควบคุม (authoritarian parenting style) นอกจากนี้การที่พ่อแม่รับฟังลูกอย่างตั้งใจและใช้คำถามที่ชัดเจนเมื่อมีข้อสงสัย จะทำให้ลูกมีเหตุผลและมีพัฒนาการด้านจริยธรรมมากกว่า เมื่อเทียบกับการที่พ่อแม่ใช้การขู่หรือใช้ถ้อยคำรุนแรง¹⁰

ต่อมาจึงมีการศึกษาเกี่ยวกับทักษะการเลี้ยงดูที่ช่วยเสริมสร้างสัมพันธภาพในครอบครัว ส่งเสริมให้พ่อแม่มีรูปแบบการเลี้ยงดูแบบเอาใจใส่ ควบคู่กับการฝึกวินัยให้กับบุตรหลานอย่างเหมาะสม นั่นคือการเลี้ยงดูเชิงบวก (positive parenting) หรือบางครั้งเรียกว่าวินัยเชิงบวก (positive discipline) โดยแนวคิดนี้ นำเสนอวิธีการทางบวกแทนการลงโทษเมื่อเด็กแสดงพฤติกรรมที่ไม่เหมาะสม ผ่านการเป็นแบบอย่างของพ่อแม่หรือผู้ดูแล (modeling) การเล่น (play) การมีปฏิสัมพันธ์ทางสังคม (social interaction) การพูดและการฟังอย่างใส่ใจ (talk and actively listening) ซึ่งหลักการเลี้ยงดูเชิงบวกนี้มีพื้นฐานมาจากทฤษฎีการเรียนรู้ทางสังคม (social learning theory) ของ Bandura ที่กล่าวว่า มนุษย์เรียนรู้จากสังคมและสิ่งแวดล้อม สามารถเรียนรู้จากผู้อื่นโดยการสังเกต (observation) การเลียนแบบ (imitation) และการเอาอย่างจากต้นแบบ (model)¹¹

นิยามของการเลี้ยงดูเชิงบวกนั้น มีนักวิจัยหลายคนได้นิยามไว้ในหลายการศึกษา ซึ่ง Seay และคณะ ได้ทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกว่า 120 ฉบับ และสรุปความหมายของการเลี้ยงดูเชิงบวกไว้ว่าหมายถึง สัมพันธภาพอย่างต่อเนื่องของพ่อแม่และลูก ประกอบด้วย การดูแล การสอน การเป็นผู้นำ การสื่อสาร และการตอบสนองความต้องการของเด็กอย่างมั่นคงและไม่มีเงื่อนไข¹² นอกจากนี้ The Committee of Ministers of the Council of Europe ยังได้นิยามการเลี้ยงดูในเชิงบวกในทำนองเดียวกันว่าเป็นการเลี้ยงดู (nurturing) การเสริมสร้างพลัง (empower) การไม่ใช้ความรุนแรง (nonviolent) ให้การยอมรับ และกำหนดขอบเขตอย่างเหมาะสมเพื่อให้เด็กสามารถพัฒนาได้อย่างเต็มที่¹³ ซึ่งมีงานวิจัยหลายฉบับที่พัฒนาแบบวัดเพื่อประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครอง เช่น Ghent Parental Behavior Questionnaire (GPBS)¹⁴, Parenting Practices Scale (PPS)¹⁵, Positive and Negative Parenting Scale (PNPS)¹⁶, Positive Discipline Parenting Scale (PDPS)¹⁷ เป็นต้น ซึ่งส่วนใหญ่แล้วมีจำนวนข้อตั้งแต่ 7 - 52 ข้อ โดยมีผู้ปกครองเป็นผู้ประเมินตนเองเป็นหลัก ยกเว้น PNPS ที่ให้เด็กประเมินผู้ปกครอง ข้อคำถามมีทั้งประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกและเชิงลบในฉบับเดียวกัน

ส่วนในประเทศไทยพบว่าการพัฒนาแบบประเมินเกี่ยวกับการเลี้ยงดูหลากหลาย ได้แก่ แบบสอบถามรูปแบบการเลี้ยงดู¹⁸ มาตราวัดการอบรมเลี้ยงดู¹⁹ แบบสำรวจรูปแบบการอบรมเลี้ยงดู²⁰ แบบประเมินรูปแบบการอบรมเลี้ยงดูของบิดามารดา²¹ ซึ่งเป็นแบบวัดหรือแบบประเมินที่มีวัตถุประสงค์เพื่อแยกรูปแบบการเลี้ยงดูและเพื่อวัดความรู้ความสามารถของผู้ปกครอง²² นอกจากนี้ยังพบแบบประเมินเกี่ยวกับการเลี้ยงดูเชิงบวกที่เก็บข้อมูลโดยมีกลุ่มตัวอย่างที่เฉพาะเจาะจง เช่น แบบประเมิน Alabama Parenting Questionnaire (APQ) ฉบับภาษาไทย เก็บข้อมูลจากโรงเรียนแห่งหนึ่งในจังหวัดเชียงใหม่²³ แบบสอบถามการสร้างเสริมวินัยเชิงบวกในผู้ดูแลเด็กวัยก่อนเรียน²⁴ ซึ่งดัดแปลงจากแบบสอบถาม The 101s Parent Interaction Checklist (PIC) และแบบวัดการฝึกวินัยที่ผู้ปกครองใช้กับบุตร²⁵ ที่เก็บข้อมูลจากผู้ปกครองเด็กปฐมวัยเท่านั้น

จะเห็นได้ว่าแบบประเมินการเลี้ยงดูส่วนใหญ่พัฒนาขึ้นเพื่อวัดรูปแบบการเลี้ยงดูตามแนวคิดของ Baumrind และ Maccoby and Martin แม้จะมีแบบประเมินฉบับภาษาไทยแต่พบเพียงฉบับที่แปลจากภาษาต่างประเทศ และเก็บจากกลุ่มตัวอย่างอายุ 6 - 18 ปี ในขณะที่มีแบบวัดเกี่ยวกับทักษะการเลี้ยงดูหรือวินัยเชิงบวก แต่ใช้ประเมินในกลุ่มผู้ปกครองที่มีบุตรหลานวัยก่อนเรียนหรือปฐมวัยเท่านั้น ยังไม่พบแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกที่ใช้ประเมินทักษะการเลี้ยงดูในผู้ปกครองตั้งแต่ปฐมวัยถึงวัยรุ่นมาก่อน

ในการนี้ ผู้วิจัยจึงสนใจพัฒนาแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกที่สามารถประเมินสัมพันธภาพในครอบครัว การดูแล และการตอบสนองต่อพฤติกรรมของเด็ก ในผู้ปกครองที่มีบุตรหลานตั้งแต่ปฐมวัยถึงวัยรุ่น อายุตั้งแต่ 3 - 18 ปี โดยพัฒนาข้อคำถามมาจากการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับนิยามการเลี้ยงดูเชิงบวกที่กล่าวถึงในข้างต้น ทั้งนี้ เพื่อให้เห็นมุมมองของทั้งผู้ปกครองและบุตรหลาน จึงแบ่งเป็นฉบับผู้ปกครอง (ผู้ปกครองประเมินตนเอง) และฉบับเด็ก (บุตรหลานประเมินผู้ปกครอง) ที่มีข้อคำถามสั้น กระชับ เข้าใจง่าย และจำนวนข้อพอเหมาะสมควร เพื่อให้ใช้เวลาในการทำแบบประเมินไม่นานแต่ได้ประสิทธิภาพเพียงพอที่จะประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครองได้ และใช้เป็นเครื่องมือในการประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครองสำหรับใช้วัดประสิทธิผลของการดูแลช่วยเหลือ และแก้ไขปัญหาที่เกิดขึ้นจากปัจจัยด้านการเลี้ยงดูต่อไป

วิธีการศึกษา

โครงการวิจัยนี้ได้รับอนุมัติจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในคน คณะแพทยศาสตร์ศิริราชพยาบาล COA no. Si 839/2019 โดยเป็นการศึกษาแบบภาพตัดขวาง (cross-sectional study)

ประชากรและกลุ่มตัวอย่าง

กลุ่มตัวอย่างเป็นผู้ปกครองและนักเรียนระดับชั้นอนุบาล 1 ถึงมัธยมศึกษาปีที่ 6 จากโรงเรียนสังกัดรัฐบาลและเอกชน 5 จังหวัด ได้แก่ กรุงเทพฯ ขอนแก่น เชียงราย สงขลา และอุบลราชธานี คำนวณขนาดตัวอย่างโดยใช้สูตรการคำนวณของ Taro Yamane²⁶ ดังต่อไปนี้

$$n = \frac{N}{1 + Ne^2} = \frac{1,653,250}{1 + 1,653,250(0.02)^2} = 2,496 \text{ ราย}$$

โดย n = ขนาดตัวอย่าง

N = จำนวนเด็กนักเรียน อ.1 - ม.6 ของโรงเรียนในสังกัด

รัฐบาลและเอกชนของจังหวัดกรุงเทพฯ (771,210 คน)

ขอนแก่น (165,631 คน) เชียงราย (259,026 คน)

สงขลา (177,221 คน) และอุบลราชธานี

(280,162 คน) รวมทั้งสิ้น 1,653,250 คน²⁷

e = ค่าความคลาดเคลื่อนร้อยละ 2

จากขนาดตัวอย่างที่คำนวณได้เท่ากับ 2,496 ราย รวมกับความคลาดเคลื่อนจากข้อมูลไม่สมบูรณ์ของกลุ่มตัวอย่างที่ทำการศึกษาประมาณร้อยละ 10 ของขนาดตัวอย่าง เท่ากับ 250 ราย ดังนั้น ในการศึกษาวิจัยครั้งนี้จึงใช้ขนาดตัวอย่างทั้งหมด 2,746 ราย โดยผู้วิจัยได้จัดทำแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกขึ้นมาเป็น 2 ฉบับ ได้แก่ ฉบับผู้ปกครอง (POPS-P) และฉบับเด็ก (POPS-C) ซึ่งในกลุ่มตัวอย่างอายุ 3 - 8 ปี หรือที่กำลังศึกษาอยู่ในระดับชั้น อ.1 - ป.2 จะตอบแบบสอบถามฉบับผู้ปกครองเพียงฉบับเดียว ส่วนกลุ่มตัวอย่างที่อายุระหว่าง 9 - 18 ปี หรือกำลังศึกษาอยู่ในระดับชั้น ป.3 - ม.6 จะขอเก็บแบบสอบถามคู่กันทั้งฉบับผู้ปกครองและฉบับเด็ก โดยผู้ตอบฉบับผู้ปกครองต้องเป็นผู้ที่เลี้ยงดูบุตรหลานด้วยตนเองมาเป็นระยะเวลานานกว่า 3 เดือน ส่วนฉบับเด็กจะเก็บข้อมูลในผู้ที่สามารถอ่าน เขียน และเข้าใจภาษาไทยได้ เนื่องจากเป็นแบบสอบถามชนิดตอบเอง (self-rate) จากนั้นจึงคัดเลือกกลุ่มประชากรโดยวิธีสุ่มอย่างง่าย (simple random sampling) จากโรงเรียนขนาดใหญ่และขนาดเล็กจำนวน 2 โรงเรียนต่อจังหวัด

โดยแบ่งสัดส่วนจำนวนกลุ่มตัวอย่างในการเก็บข้อมูลแต่ละจังหวัดตามสัดส่วนประชากร และมีหน่วยงานของผู้วิจัยร่วมแต่ละจังหวัดเป็นผู้ประสานงานกับโรงเรียนในการเก็บข้อมูล

เครื่องมือวิจัย

เครื่องมือที่ใช้ในการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้ คือ **แบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก (Positive Parenting Scale - POPS)** ซึ่งพัฒนาขึ้นใหม่โดยคณะผู้วิจัยซึ่งเป็นจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น 4 ท่าน กุมารแพทย์ 1 ท่าน และนักจิตวิทยา 2 ท่าน เพื่อประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครอง ประกอบด้วยข้อคำถาม 16 ข้อ แต่ละข้อมี 4 ตัวเลือก (ไม่เคยทำเลย = 0, ไม่ค่อยทำ = 1, ทำบ้าง = 2, ทำสม่ำเสมอ = 3) สร้างข้อคำถามจากการทบทวนวรรณกรรมเกี่ยวกับแนวคิดการเลี้ยงดูเชิงบวกและวินัยเชิงบวก^{12,13} จัดหมวดข้อคำถามใหม่เป็น 3 ด้าน คือ ด้านสัมพันธภาพ (Relationship) ข้อ 1, 2, 3, 5, 6, 9, 10 ด้านการเคารพในตัวตนของเด็ก (Respect) ข้อ 4, 7, 8, 11, 12 และด้านการตั้งกติกา (Rules) ข้อ 13 - 16 แบ่งแบบประเมินเป็น 2 ฉบับ ได้แก่ **ฉบับผู้ปกครอง (POPS-P)** สำหรับผู้ปกครองประเมินตนเอง และ **ฉบับเด็ก (POPS-C)** สำหรับเด็ก 1.3 - 6.6 หรือ อายุ 8 - 18 ปี ประเมินผู้ปกครองของตนเอง ซึ่งผ่านการทดสอบความตรงตามเนื้อหา (Content Validation Index: CVI) จากจิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น นักจิตวิทยา และนักภาษาศาสตร์จำนวน 4 ท่าน เพื่อให้เห็นมุมมองทั้งในทีมสหวิชาชีพที่เกี่ยวข้องกับเด็กและครอบครัว และความเหมาะสมด้านภาษา เนื่องจากมีการเก็บข้อมูลในกลุ่มเด็กตั้งแต่วัยเรียนถึงวัยรุ่น ซึ่งอาจจะมีการตีความภาษาที่แตกต่างกันจากการประเมินพบว่ามีค่า CVI ฉบับผู้ปกครองอยู่ระหว่าง 0.87 - 0.93 และฉบับเด็ก 0.75 - 1.00

วิเคราะห์ข้อมูลทั่วไปโดยใช้สถิติเชิงพรรณนา หาค่าความเชื่อถือได้ (reliability) ของเครื่องมือโดยการวัดค่าความสอดคล้องภายใน (internal consistency) ซึ่งได้จากการหาค่า Cronbach's alpha หาค่าความตรง (validity) ของเครื่องมือโดยการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงสำรวจ (Exploratory Factor Analysis: EFA) และวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน (Confirmatory Factor Analysis: CFA) และหาจุดตัดคะแนนที่เหมาะสมด้วยวิธี Latent Class Analysis (LCA)

ผลการศึกษา

ผู้วิจัยเก็บข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่างในโรงเรียนสังกัดรัฐบาล และเอกชน 5 จังหวัด ได้แก่ กรุงเทพฯ ขอนแก่น เชียงราย สงขลา

และอุบลราชธานี ตั้งแต่เดือนมกราคม - กุมภาพันธ์ 2563 ได้รับแบบสอบถามจากผู้ปกครองของนักเรียนระดับชั้น อ.1 - ม.6 จำนวน 2,634 ราย คิดเป็นร้อยละ 95.92 ของแบบสอบถามทั้งหมด อายุเฉลี่ย 42.73 ปี (S.D. 8.29) ส่วนใหญ่มีความสัมพันธ์กับเด็กเป็นมารดา ร้อยละ 68.88 บิดาร้อยละ 21.52 และญาติอื่นๆ ร้อยละ 9.60 และฉบับเด็กจากนักเรียนระดับชั้น ป.3 - 6.6 ซึ่งเป็นบุตรหลานของผู้ปกครองที่ตอบแบบสอบถาม จำนวน 1,912 ราย อายุเฉลี่ย 12.26 ปี (S.D. 2.59) เป็นเพศชายร้อยละ 48.12 และเพศหญิง ร้อยละ 51.88 (ตารางที่ 1)

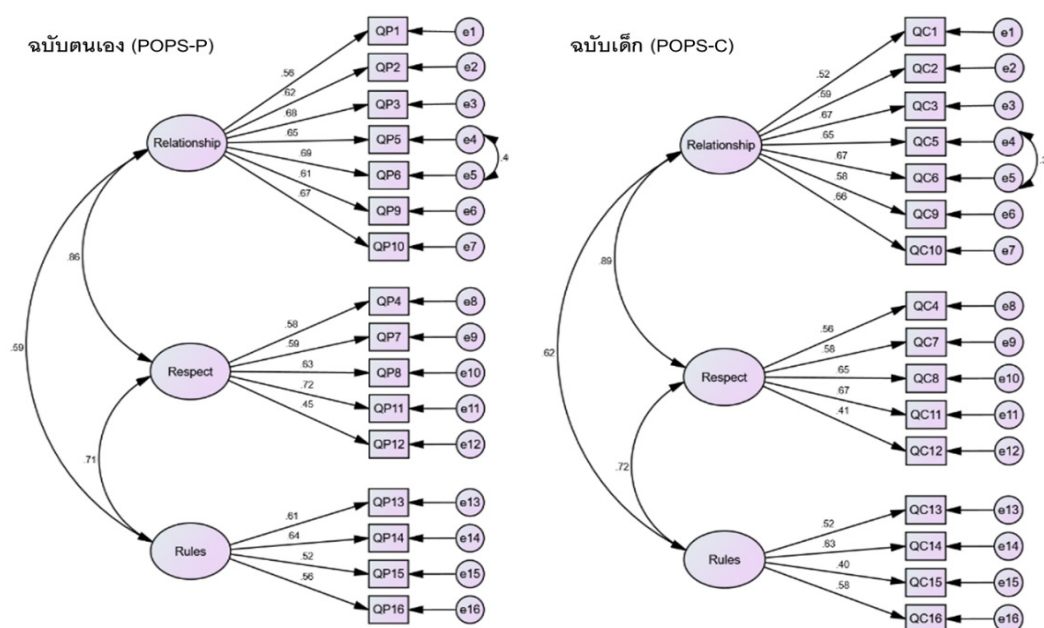
เมื่อวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงสำรวจ (Exploratory Factor Analysis: EFA) พบว่าค่าดัชนี Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) ในฉบับผู้ปกครองมีค่า 0.91 และฉบับเด็ก 0.92 ซึ่งบ่งชี้ว่าข้อมูลมีความเหมาะสมสำหรับการวิเคราะห์องค์ประกอบ ผลการวิเคราะห์แบบขนาน (parallel analysis) บ่งชี้ว่าควรจัดกลุ่มเป็น 3 องค์ประกอบ ได้แก่ 1) **ด้านสัมพันธภาพ (Relationship)** ประกอบด้วยข้อคำถาม 7 ข้อ มีค่าน้ำหนักองค์ประกอบ (factor loadings) ฉบับผู้ปกครองอยู่ระหว่าง 0.53 - 0.75 ($\alpha = 0.78$) ฉบับเด็กอยู่ระหว่าง 0.37 - 0.71 ($\alpha = 0.82$) 2) **ด้านการเคารพในตัวตนของเด็ก (Respect)** ประกอบด้วยข้อคำถาม 5 ข้อ มีค่า factor loadings ฉบับผู้ปกครองอยู่ระหว่าง 0.45 - 0.70 ($\alpha = 0.77$) ฉบับเด็กอยู่ระหว่าง 0.54 - 0.62 ($\alpha = 0.71$) 3) **ด้านการตั้งกติกา (Rules)** ประกอบด้วยข้อคำถาม 4 ข้อ มีค่า factor loadings ฉบับผู้ปกครองอยู่ระหว่าง 0.59 - 0.72 ($\alpha = 0.60$) ฉบับเด็กอยู่ระหว่าง 0.55 - 0.72 ($\alpha = 0.61$) ดังตารางที่ 2 และ 3

การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน (Confirmatory Factor Analysis: CFA) พบว่า แบบประเมินฉบับผู้ปกครองและฉบับเด็กมีค่าดัชนีความสอดคล้องกับข้อมูลเชิงประจักษ์อยู่ในเกณฑ์ดี โดยมีค่า CFI เท่ากับ 0.93 ทั้ง 2 ฉบับ และมีค่า RMSEA เท่ากับ 0.06 และ 0.05 ตามลำดับ โดยฉบับผู้ปกครองมีค่าน้ำหนักอยู่ในช่วง 0.45 - 0.72 และ 0.40 - 0.67 สำหรับฉบับเด็ก (รูปที่ 1) นอกจากนี้ ผลการวิเคราะห์ความสอดคล้องภายในโดยการหาค่า Cronbach's Alpha coefficient พบว่าฉบับผู้ปกครองมีค่าความสอดคล้องภายในทั้งฉบับเท่ากับ 0.87 และฉบับเด็กเท่ากับ 0.86 และเมื่อวิเคราะห์ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Pearson's Correlation Coefficient) ของแบบสอบถามฉบับผู้ปกครองและฉบับเด็กคู่กันในกลุ่มตัวอย่าง ป.3 - 6.6 ซึ่งมีข้อมูลสมบูรณ์ในการวิเคราะห์ข้อมูลจำนวน 1,515 ชุด พบว่าฉบับผู้ปกครองมีความสัมพันธ์ทางบวกกับฉบับเด็กอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($r = 0.48$, $p < 0.001$)

ตารางที่ 1 ข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง

ข้อมูลทั่วไป	จำนวน (n)	ร้อยละ
ข้อมูลทั่วไปของผู้ปกครอง		
เพศ	2,634	100
ชาย	647	24.56
หญิง	1,987	75.44
อายุ (ปี) $\bar{X}$ = 42.73, S.D. = 8.29, Min = 18, Max = 78		
ความสัมพันธ์กับเด็ก	2,625	100
บิดา	565	21.52
มารดา	1,808	68.88
ญาติอื่นๆ	252	9.60
ข้อมูลทั่วไปของเด็ก		
เพศ	1,912	100
ชาย	920	48.12
หญิง	992	51.88
อายุ (ปี) $\bar{X}$ = 12.26, S.D. = 2.59, Min = 8, Max = 18		
ความสัมพันธ์กับผู้ปกครองที่เด็กประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวก	1,834	100
บิดา	368	20.07
มารดา	1,307	71.26
ญาติอื่นๆ	159	8.67

$\bar{X}$ = ค่าเฉลี่ย, S.D. = ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน, Min = อายุที่น้อยที่สุด, Max = อายุมากที่สุด



รูปที่ 1 Confirmatory Factor Analysis (CFA)

ของแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกฉบับผู้ปกครอง (POPS-P) และฉบับเด็ก (POPS-C)

ตารางที่ 2 ค่าวิเคราะห์องค์ประกอบและค่าความสอดคล้องภายในของแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกฉบับผู้ปกครอง (POPS-P)

ข้อ	องค์ประกอบ			Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	KMO
	1 (Relationship)	2 (Respect)	3 (Rules)			
ข้อ 1	0.75					
ข้อ 2	0.63					
ข้อ 3	0.59					
ข้อ 5	0.68			0.78	0.78	
ข้อ 6	0.66					
ข้อ 9	0.61					
ข้อ 10	0.53					
ข้อ 4		0.68				
ข้อ 7		0.56				0.91
ข้อ 8		0.70		0.77	0.78	
ข้อ 11		0.64				
ข้อ 12		0.45				
ข้อ 13			0.72			
ข้อ 14			0.60			
ข้อ 15			0.71	0.60	0.62	
ข้อ 16			0.59			

Extraction Method: Principal Component Analysis

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization

KMO = Kaiser-Meyer-Olkin

จากนั้นผู้วิจัยจึงนำคะแนนจากการตอบแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกทั้ง 2 ฉบับ มาหาจุดตัดคะแนนที่เหมาะสมด้วยวิธี Latent Class Analysis (LCA) ซึ่งทั้งฉบับมีคะแนนเต็ม 48 คะแนน แบ่งออกเป็น 3 ระดับ คือ กลุ่มที่มีทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกน้อย กลุ่มที่มีทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกปานกลาง และกลุ่มที่มีทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกมาก โดยฉบับผู้ปกครองจะมีจุดตัดคะแนนสูงกว่าฉบับเด็ก (ตารางที่ 4)

วิจารณ์

การศึกษานี้เป็นการพัฒนาแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก (Positive Parenting Scale - POPS) ฉบับผู้ปกครอง (POPS-P) และฉบับเด็ก (POPS-C) ซึ่งเป็นแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกที่ผู้วิจัยพัฒนาขึ้นใหม่จากการทบทวนวรรณกรรมและ

งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง นำมาปรับให้มีข้อความที่สั้น กระชับ และมีจำนวนข้อน้อยเพียง 16 ข้อ เพื่อนำมาใช้เป็นเครื่องมือในการประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครอง สามารถใช้ประเมินได้ตั้งแต่ผู้ปกครองที่มีบุตรหลานปฐมวัยถึงวัยรุ่น รวมถึงใช้วัดประสิทธิผลของการดูแลช่วยเหลือและแก้ไขปัญหาที่เกิดขึ้นจากปัจจัยด้านการเลี้ยงดู แบ่งข้อคำถามออกเป็น 3 ด้าน ได้แก่ **ด้านสัมพันธภาพ** (ข้อ 1, 2, 3, 5, 6, 9, 10) เช่น กอดลูก/กอดหนู, เล่นหรือทำกิจกรรมพิเศษกับลูก/เล่นหรือมีกิจกรรมพิเศษกับหนู **ด้านการเคารพในตัวตนของเด็ก** (ข้อ 4, 7, 8, 11, 12) เช่น เปิดโอกาสให้ลูกได้ลองตัดสินใจด้วยตนเอง/เปิดโอกาสให้หนูได้ลองตัดสินใจด้วยตนเอง, อธิบายเหตุผลก่อนลงโทษลูก/อธิบายเหตุผลก่อนลงโทษหนู และ **ด้านการตั้งกติกา** (ข้อ 13 - 16) เช่น เอาจริง ไม่ใจอ่อน เวลาต้องลงโทษลูก/เอาจริง ไม่ใจอ่อนเวลาต้องลงโทษหนู,

ตารางที่ 3 ค่าวิเคราะห์องค์ประกอบและค่าความสอดคล้องภายในของแบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวกฉบับเด็ก (POPS-C)

ข้อ	องค์ประกอบ			Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	KMO
	1 (Relationship)	2 (Respect)	3 (Rules)			
ข้อ 1	0.71					
ข้อ 2	0.37					
ข้อ 3	0.50					
ข้อ 5	0.61			0.82	0.82	
ข้อ 6	0.65					
ข้อ 9	0.70					
ข้อ 10	0.59					
ข้อ 4		0.61				
ข้อ 7		0.54				0.92
ข้อ 8		0.62		0.71	0.71	
ข้อ 11		0.59				
ข้อ 12		0.55				
ข้อ 13			0.69			
ข้อ 14			0.55			
ข้อ 15			0.72	0.61	0.62	
ข้อ 16			0.55			

Extraction Method: Principal Component Analysis

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization

KMO = Kaiser-Meyer-Olkin

ตารางที่ 4 จุดตัดคะแนน (cut-off) ในการแบ่งกลุ่มทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวก

ทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครอง	คะแนน	
	ฉบับผู้ปกครอง (POPS-P)	ฉบับเด็ก (POPS-C)
มีทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกน้อย	0 - 32	0 - 27
มีทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกปานกลาง	33 - 40	28 - 37
มีทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกมาก	41 - 48	38 - 48

POPS-P = แบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก ฉบับผู้ปกครอง

POPS-C = แบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก ฉบับเด็ก

ฝึกให้ลูกเป็นคนรับผิดชอบ ทำงานตามที่ได้รับมอบหมาย/ฝึกให้หนูรับผิดชอบ ทำงานตามที่ได้รับมอบหมาย อีกทั้งยังเก็บข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่างที่มีขนาดใหญ่ กระจายการเก็บข้อมูลออกเป็น 5 จังหวัด เพื่อเป็นตัวแทนของภาคกลาง ภาคเหนือ ภาคใต้ และภาคตะวันออกเฉียงเหนือ โดยเก็บรวบรวมข้อมูลจากผู้ปกครองจำนวน 2,634 คน และนักเรียน 1,912 คน ในโรงเรียนสังกัดรัฐบาล

และเอกชน จากข้อมูลทั่วไปของกลุ่มตัวอย่างจะเห็นได้ว่า ฉบับผู้ปกครองมีผู้ตอบเป็นแม่มากกว่าพ่อ เนื่องจากเป็นผู้มีบทบาทในการเลี้ยงดูมากกว่า เมื่อมีการสอบถามเกี่ยวกับการเลี้ยงดูจึงมีแม่เป็นผู้ให้ข้อมูล สอดคล้องกับรายงานเรื่องการเลี้ยงดูในสหรัฐอเมริกาโดย Pew Research Center 2023 ที่ศึกษาในพ่อแม่ที่มีลูกอายุ 5 - 17 ปี พบว่าแม่ทำหน้าที่เลี้ยงดูมากกว่าพ่อ

ในหลายกิจกรรม เช่น การจัดการตารางเวลาและกิจกรรม การให้กำลังใจ การสร้างวินัย การช่วยเหลือในการทำการบ้าน และดูแลกิจวัตรประจำวัน²⁸ ในขณะที่พ่อแม่มีส่วนร่วมในการดูแลครอบครัวโดยการสนับสนุนด้านการเงินที่จำเป็นต่อการเลี้ยงดู เช่น อาหารและอุปกรณ์ต่างๆ²⁹ เป็นต้น

จากการทบทวนงานวิจัยที่เกี่ยวข้องพบว่าแบบประเมินการเลี้ยงดูหลายฉบับของต่างประเทศ มีการแบ่งหมวดคำถาม ตั้งแต่ 4 - 9 ด้าน เช่น บทบาทการเป็นพ่อแม่ที่ดี การมีส่วนร่วมของพ่อแม่ การดูแลหรืออบรมสั่งสอน การให้ความอบอุ่น/ใส่ใจ กฎระเบียบหรือวินัย การเพิกเฉย การลงโทษ เป็นต้น แตกต่างกันตามแนวคิดทฤษฎีที่นำมาใช้ในการสร้างแบบประเมินฉบับนั้นๆ และส่วนใหญ่มีข้อคำถามตั้งแต่ 20 - 52 ข้อ แต่พบแบบสอบถามที่มีข้อคำถามน้อยกว่า 10 ข้อ ได้แก่ Alabama Parenting Questionnaire-9 (APQ-9) มีคำถาม 9 ข้อ³⁰ เป็นฉบับย่อของ Alabama Parenting Questionnaire (APQ) ฉบับเต็มที่มีข้อคำถาม 42 ข้อ³¹ และ Positive Discipline Parenting Scale (PDPS) มีข้อคำถามเพียง 7 ข้อที่ประเมินเกี่ยวกับวินัยเชิงบวกของผู้ปกครอง¹⁷ ในขณะที่ POPS มีข้อคำถาม 16 ข้อ และวิเคราะห์องค์ประกอบได้ 3 องค์ประกอบ คือ ด้านสัมพันธภาพ ด้านการเคารพในตัวตนของเด็ก และด้านการตั้งกติกา ซึ่งแม้จะน้อยกว่าแบบสอบถามฉบับอื่น แต่มีข้อคำถามที่วัดพฤติกรรมการเลี้ยงดูของผู้ปกครองที่สอดคล้องกับหลักการเลี้ยงดูเชิงบวกตามนิยามของ The Committee of Ministers of the Council of Europe¹³ โดยมีค่าความสอดคล้องภายใน (Cronbach's Alpha coefficient: α) ฉบับผู้ปกครอง (POPS-P) α เท่ากับ 0.87 ซึ่งถือว่าอยู่ในเกณฑ์ดีใกล้เคียงกันกับแบบวัดฉบับอื่น เช่น Parenting Practices Scale (0.91)¹⁵, Positive and Negative Parenting Behavior (FPNE) (0.86)³², Positive Discipline Parenting Scale (0.76)¹⁷ และ Alabama Parenting Questionnaire ฉบับภาษาไทย มีค่า α ของ 4 หมวดหลักมากกว่า 0.70²³ ในขณะที่แบบประเมิน POPS ฉบับเด็ก (POPS-C) มีค่า α เท่ากับ 0.86 ใกล้เคียงกับแบบวัดอื่นๆ อาทิ Parental Practices Scale for Children (0.90)³³ และแบบสำรวจรูปแบบการเลี้ยงดู (อยู่ระหว่าง 0.81 - 0.91)²⁰ เป็นต้น นอกจากนี้ เมื่อวิเคราะห์องค์ประกอบพบว่าโมเดลนี้มีความสอดคล้องกับข้อมูลเชิงประจักษ์ในระดับที่ยอมรับได้ (CFI > 0.90, RMSEA < 0.08)³⁴ โดยมีค่า CFI เท่ากับ 0.93 ทั้งฉบับผู้ปกครองและฉบับเด็ก และมีค่า RMSEA เท่ากับ 0.06 ในฉบับผู้ปกครองและ 0.05 ในฉบับเด็ก นอกจากนี้คำถามแต่ละข้อมีค่า factor

loading ฉบับผู้ปกครองอยู่ระหว่าง 0.45 - 0.75 และฉบับเด็กอยู่ระหว่าง 0.37 - 0.72 ถือว่าอยู่ในระดับน้อยถึงดีมาก ซึ่งค่า factor loading ที่มากกว่า 0.30 ถือว่าเป็นขั้นต่ำที่ยอมรับได้³⁵ และมีอำนาจการทดสอบหากมีขนาดกลุ่มตัวอย่างและค่าความเชื่อมั่นเพียงพอ³⁶ ใกล้เคียงกับแบบประเมินฉบับอื่นๆ เช่นกัน^{17,23,30,37,38} โดยมีข้อคำถามเพียง 1 ข้อในฉบับเด็ก ที่มีค่า factor loading อยู่ในระดับน้อย คือ “ข้อ 2 พุดกับหนูดี” แต่ผู้วิจัยไม่ได้ตัดข้อคำถามนี้ออกไป เนื่องจากเป็นคำถามที่อยู่ในองค์ประกอบที่ 1 ด้านสัมพันธภาพ ซึ่งเป็นข้อที่ประเมินเกี่ยวกับการสื่อสารเชิงบวก เพราะจากการทบทวนวรรณกรรมพบว่า การสื่อสารทางบวกที่ทำให้เกิดความรู้สึกและความเข้าใจตรงกันระหว่างสมาชิกในครอบครัว ส่งผลต่อการพัฒนาบุคลิกภาพและสัมพันธภาพของคนในครอบครัว³⁹ นอกจากนี้ยังพบว่าการสื่อสารที่ดีโดยใช้ภาษาเชิงบวกและคำชม สัมพันธ์กับการลดอาการซึมเศร้าในวัยรุ่น⁴⁰ ส่งเสริมการตั้งเป้าหมายชีวิตที่ดี⁴¹ และยังสัมพันธ์กับกลยุทธ์การรับมือกับความเครียดในวัยรุ่นตอนต้นอีกด้วย⁴²

สำหรับการนำแบบประเมิน POPS ไปใช้ทั้งในทางคลินิกและการประเมินเพื่อวัดประสิทธิผลของการช่วยเหลือรักษา (intervention) ควรใช้คู่กันทั้ง 2 ฉบับ เนื่องจากเด็กอาจมีแนวโน้มประเมินผู้ปกครองต่างจากความเป็นจริงตามมุมมองการรับรู้ของตนเอง สอดคล้องกับงานวิจัยที่พบว่าเด็กชายมีแนวโน้มที่จะประเมินว่าพ่อแม่มีพฤติกรรมเชิงบวกมากกว่าแม่ ในขณะที่แม่มีพฤติกรรมเชิงลบด้านวินัยมากกว่าพ่อ⁴³ ดังนั้นหากประเมินจากเด็กหรือผู้ปกครองเพียงฝ่ายใดฝ่ายหนึ่ง ผลที่ได้จากการประเมินอาจไม่สะท้อนถึงทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของพ่อแม่ได้ตรงตามความเป็นจริง การที่แบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก (POPS) มีทั้งฉบับผู้ปกครองและฉบับเด็กจึงเป็นการเสริมความแม่นยำตรงของการประเมินนี้

ทั้งนี้ แบบประเมิน POPS ยังคงมีข้อจำกัดในการนำไปใช้ เพราะกลุ่มตัวอย่างของวิจัยนี้เป็นผู้ปกครองและนักเรียนในโรงเรียน ซึ่งมีทั้งกลุ่มปกติและกลุ่มที่มีปัญหาทางสุขภาพกายและจิตใจ ที่อาจจะส่งผลกระทบต่อทักษะและวิธีการเลี้ยงดูเชิงบวกของผู้ปกครองที่แตกต่างกัน เนื่องจากการเก็บข้อมูลแบบสอบถามในครั้งนี้ไม่ได้มีการคัดกรองและประเมินปัญหาสุขภาพของเด็กและผู้ปกครองก่อน อีกทั้งในขั้นตอนการพัฒนาแบบประเมิน POPS ไม่มีการทดสอบซ้ำ (test-retest reliability) รวมถึงการหาความตรงเชิงสภาพ (concurrent validity) และความตรงเชิงจำแนก (divergent validity) เปรียบเทียบกับแบบประเมินฉบับอื่น

จึงควรมีการศึกษาเพื่อหาค่าคุณสมบัติเหล่านี้เพิ่มเติม และผู้ปกครองส่วนใหญ่ที่ตอบแบบประเมินเป็นเพศหญิง จึงอาจไม่สามารถสะท้อนถึงทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกในประชากรทั้งหมดได้ เมื่อนำแบบประเมินไปใช้ในผู้ปกครองเพศชายจึงควรระมัดระวังในการแปลผล นอกจากนี้ การแปลผลแบบประเมิน POPS ซึ่งแบ่งตามจุดตัดคะแนนออกเป็น 3 กลุ่ม เป็นเพียงการแบ่งกลุ่มโดยใช้หลักการทางสถิติเท่านั้น ไม่สามารถใช้ในการแปลผลดังกล่าวเพื่อประเมินในทางคลินิกได้ แต่เป็นเกณฑ์คะแนนเบื้องต้นเพื่อให้ผู้ปฏิบัติงานด้านเด็กและครอบครัว เช่น จิตแพทย์เด็กและวัยรุ่น พยาบาล นักจิตวิทยา และทีมสหวิชาชีพ ใช้เป็นแนวทางในการให้คำแนะนำปรึกษาเพื่อให้การดูแลช่วยเหลือและแก้ไขปัญหาที่เกิดขึ้นจากปัจจัยด้านการเลี้ยงดูสำหรับผู้ปกครอง และติดตามผลหลังการให้ความช่วยเหลือต่อไป

ดังนั้น การวิจัยในครั้งต่อไปจึงควรศึกษาแยกแยะระหว่างกลุ่มปกติกับกลุ่มที่มีปัญหาทางสุขภาพกายและจิตใจ เนื่องจากภาวะดังกล่าวอาจทำให้กลุ่มที่มีปัญหาสุขภาพมีจุดตัดคะแนนจากการประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกที่แตกต่างกันได้ และควรทำการทดสอบซ้ำ (test-retest reliability) รวมถึงการหาค่าความตรงเชิงสภาพ (concurrent validity) และความตรงเชิงจำแนก (divergent validity) เพิ่มเติม รวมถึงการศึกษาในผู้ปกครองเพศชายเพิ่มขึ้น เพื่อพิจารณาว่ามีผลต่อจุดตัดคะแนนของแบบประเมินที่แตกต่างกับเพศหญิงหรือไม่

สรุป

แบบประเมินการเลี้ยงดูเชิงบวก (Positive Parenting Scale - POPS) ฉบับผู้ปกครอง (POPS-P) และฉบับเด็ก (POPS-C) เป็นแบบประเมินที่ถูกสร้างขึ้นใหม่ โดยมีได้แปลหรือคัดลอกจากต้นฉบับภาษาต่างประเทศ มีสำนวนภาษาที่สั้น กระชับ และเข้าใจง่าย มีจำนวนข้อพอเหมาะสมควร ใช้เวลาในการตอบน้อย มีค่าความตรงและความเชื่อถือได้อยู่ในเกณฑ์ดี สามารถใช้เป็นแบบประเมินทักษะการเลี้ยงดูเชิงบวกของพ่อแม่ผู้ปกครองที่มีบุตรหลานอายุตั้งแต่ 3 - 18 ปีได้

กิตติกรรมประกาศ

โครงการวิจัยนี้ได้รับทุนสนับสนุนจากสำนักงานกองทุนสนับสนุนการส่งเสริมสุขภาพ (สสส.) ประจำปีงบประมาณ 2562 ภายใต้การดำเนินงานโครงการพัฒนาโปรแกรมสอนเทคนิคการปรับพฤติกรรมเด็กสำหรับผู้ปกครองผ่านระบบอินเทอร์เน็ต และ

ได้รับความร่วมมือเป็นอย่างดีจากผู้อำนวยการโรงเรียน และครูผู้ประสานงานทุกท่านที่อำนวยความสะดวกในการเก็บข้อมูล ขอขอบคุณนักจิตวิทยาผู้ช่วยเก็บข้อมูลในพื้นที่ดำเนินงานทั้ง 5 จังหวัด ขอขอบคุณคุณนราทิพย์ สงวนพานิชย์ เจ้าหน้าที่วิจัย คณะแพทยศาสตร์ศิริราชพยาบาล ที่ให้คำแนะนำและช่วยวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติ สุดท้ายนี้ขอขอบคุณนักเรียนและผู้ปกครองทุกท่านที่ร่วมตอบแบบประเมิน งานวิจัยนี้บรรลุวัตถุประสงค์ตามเจตนารมณ์ที่ตั้งไว้

ผลประโยชน์ขัดกัน (conflict of interest)

ไม่มี

การมีส่วนร่วมของผู้นิพนธ์ (authors' contributions)

ปณณภัท ธนธัญญาไพศาล: ออกแบบการศึกษาวิจัย ลงข้อมูล และเขียนบทความ; ศิริดา จันทะเพ็ญ: ออกแบบการศึกษาวิจัย เก็บข้อมูล วิเคราะห์ข้อมูล และเขียนบทความ; ชาญวิทย์ พรนภดล: ออกแบบการศึกษาวิจัย วิเคราะห์ข้อมูล และตรวจสอบบทความ; เทอดพงศ์ ทองศรีราช: วางแผนการวิจัย และเก็บข้อมูล; ชาญณรงค์ ชัยอุดมสม: วางแผนการวิจัย และเก็บข้อมูล; นันทิยา จิระทรัพย์: วางแผนการวิจัย และเก็บข้อมูล; พิชญ์วรรณ อินตะ: วางแผนการวิจัย และเก็บข้อมูล

เอกสารอ้างอิง

1. Baumrind D. Current patterns of parental authority. *Dev Psychol* 1971;4(1):1-103.
2. Maccoby E, Martin J. Socialization in the context of the family: Parent-child interaction. In: Mussen P, Hetherington E, editors. *Handbook of child psychology*. 4th ed. New York: Wiley; 1983. p. 1-101.
3. Simons L, Conger R. Linking mother-father differences in parenting to a typology of family parenting styles and adolescent outcomes. *J Fam Issues* 2007;28(2):212-41.
4. Tavassolie T, Dudding S, Madigan A, Thorvardarson E, Winsler A. Differences in perceived parenting style between mothers and fathers: implications for child outcomes and marital conflict. *J Child Fam Stud* 2016;25(6):2055-68.
5. Spera C. A review of the relationship among parenting practices, parenting styles, and adolescent school achievement. *Educ Psychol Rev* 2005;17(2):125-46.
6. Pinquart M. Associations of parenting styles and dimensions with academic achievement in children and adolescents: a meta-analysis. *Educ Psychol Rev* 2016;28(3):475-93.
7. Piyachat S, Sitang S. Relationships among parenting style, life satisfaction and self-esteem of early adolescents [Master's thesis]. Bangkok: Chulalongkorn University; 2011.

8. Martínez I, Murgui S, Garcia O, Garcia F. Parenting in the digital era: protective and risk parenting styles for traditional bullying and cyberbullying victimization. *Comput Hum Behav* 2019;90(3):84-92.
9. Kantawan M. A comparison of emotional intelligence of pubescent children with different parenting styles as perceived by themselves [Master's thesis]. Bangkok: Chulalongkorn University; 2001.
10. Esmaeili F, Tahmasebi S, Arya A, Soltani P. The relationship between parenting styles and moral development of preschool children mediated by children's attachment. *J Rehabil* 2021;22(3):362-77.
11. Bandura A. *Social Learning Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall; 1977.
12. Seay A, Freysteinson WM, McFarlane J. Positive parenting. *Nurs Forum* 2014;49(3):200-8.
13. Council of Europe Conference of Ministers responsible for Family Affairs, editor. *Positive parenting*. 28th Conference of European Ministers responsible for Family Affairs; 2006 May 16-17; Lisbon, Portugal. Vienna: Federal Ministry of Social Affairs, Adult Care, and Consumer Protection (Austria); 2006.
14. Leeuwen K, Vermulst A. Some psychometric properties of the Ghent Parental Behavior Scale. *Eur J Psychol Assess* 2004;20(4):283-98.
15. Kahraman H, Yilmaz ırmak T, Basokcu O. Parenting practices scale: its validity and reliability for parents of school-aged children. *Educ Sci Theory Pract* 2017;17(3):745-69.
16. Ito H, Nakajima S, Mochizuki N, Takayanagi N, Tanaka Y, Matsumoto K, et al. Development of the Positive and Negative Parenting Scale (PNPS): factor structure and construct validity. *Jpn J Dev Psychol* 2014;25(3):221-31.
17. Hamilton WK, Carroll P. Positive discipline parenting scale: reliability and validity of a measure. *J Individ Psychol* 2015;72(1):60-74.
18. Yongyuen S. A study of test anxiety of adolescents having different self perceived parenting styles [Master's thesis]. Bangkok: Chulalongkorn University; 1998.
19. Chantos P. A study of relationships between cooperative behavior and different self-perceived parenting styles of prathom sukpa five and six students [Master's thesis]. Bangkok: Chulalongkorn University; 1999.
20. Wongkongdej W. Attitudes toward help-seeking and self-regulated learning of secondary school students with different parenting styles [Master's thesis]. Bangkok: Chulalongkorn University; 2004.
21. Sompornwong J, Sontirat S. Emotional quotient, parenting style and conflict management of certificate students in Donmuang Technical College. *Acad Psychiatry Psychol J* 2017;26(1):5-16.
22. Kittitongsophon W, Wangwonsin A, Jariya W. Factors influencing parents' behaviours to promote early childhood development of 1-3-year-old children with delayed language development in Thailand. *J Public Hlth Dev* 2022;21(1):150-60.
23. Khamon A, Charnsil C, Srisurapanont M, Suradom C. Development and validation of the Thai version of the Alabama Parenting Questionnaire (APQ). *J Ment Health Thai* 2019;27(2):107-20.
24. Codrington M, Chotibang J, Sripusanapan A. Factors related to positive discipline enhancement among preschool children's caregivers. *J Health Nurs Res* 2021;37(2):227-36.
25. Thanasetkorn P. The Impact of The 101s: a guide to positive discipline parent training: a case study of kindergarteners and their parents in Bangkok, Thailand [Dissertation]. Norfolk, VA: Old Dominion University; 2009.
26. Yamane T. *Statistics: an introductory analysis*. 3rd ed. New York: Harper & Row; 1973.
27. Bureau of Information and Communication Technology, Office of the Permanent Secretary. Report: number of students classified by affiliation and educational level, academic year 2018 [Internet]. Bangkok: Ministry of Education (Thailand); 2018 [cited 2019 Apr 21]. Available from: <http://eduwh.moe.go.th/pub/report/stat/?cmd=report&year=2561&rep=18&zone=&prov=10,34,40,57,90&div=&area=>.
28. Minkin R, Horowitz J. *Parenting in America today: Gender and parenting* [Internet]. Washington, DC: Pew Research Center; 2023 [cited 2024 Nov 18]. Available from: <https://www.pewresearch.org/social-trends/2023/01/24/gender-and-parenting/>.
29. Sriyasak A, Howarn C, Chookunhom P, Ket-In V, Sarakshetrin A. Thai fathers' involvement in childcare during early childhood: a mixed-methods study. *Am J Mens Health* 2024;18(6):15579883241301830.
30. Kyriazos T, Stalikas A. Alabama Parenting Questionnaire—Short Form (APQ-9): evidencing construct validity with factor analysis, CFA MTMM and measurement invariance in a Greek sample. *Psychology* 2019;10(12):1790-817.
31. Shelton KK, J. FP, and Wootton J. Assessment of parenting practices in families of elementary school-age children. *J Clin Child Psychol* 1996;25(3):317-29.
32. Holas V, Thöne AK, Dose C, Gebauer S, Hautmann C, Görtz-Dorten A, et al. Psychometric properties of the parent-rated assessment scale of positive and negative parenting behavior (FPNE) in a German sample of school-aged children. *Child Adolesc Psychiatry Ment Health* 2024;18(1):157.
33. Hernández-Guzmán L, Gonzalez-Montesinos M M, México D, Raúl J, Alcázar-Olán R. Parental practices scale for children. *Rev Colomb Psicol* 2013;22(1):151-61.
34. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. *Multivariate data analysis*. 8th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall; 2019.
35. Taherdoost H, Sahibuddin S, Jalaliyoon N. Exploratory factor analysis; concepts and theory. *Adv Appl Pure Math* 2022;27:375-82.
36. Petras N, Meiser T. Problems of domain factors with small factor loadings in bi-factor models. *Multivar Behav Res* 2023;59(1):123-47.
37. Parent J, Forehand R. The Multidimensional Assessment of Parenting Scale (MAPS): development and psychometric properties. *J Child Fam Stud* 2017;26(8):2136-51.
38. Kyriazos T, Stalikas A. Nicomachus-Positive Parenting (NPP): development and initial validation of a parenting questionnaire within the positive psychology framework. *Psychology* 2019;10(15):2115-65.
39. Prasertsuk N. Constructive communication for family happiness. *Veridian E-J Silpakorn Univ* 2015;8(2):737-47.



40. Simon A. Communication in healthy parenting: the interplay of positive parenting strategies and parents' communication styles. In: Samadi SA, editor. Parenting - challenges of child rearing in a changing society. London: IntechOpen; 2021. p. 115-32.
41. Jiang Q, Liu P, Qin Y, Zhao Z, Bing Y, Sun J, et al. Relationship between positive parenting and adolescents' depressive symptoms: evidence from a Chinese research survey. *Int J Soc Psychiatry* 2023;70(2):378-87.
42. Garg M, Gordon M, Ohannessian C. Parent-child communication and early adolescents' coping strategies: mediating role of sibling relationship. *J Community Psychol* 2025;53(5):e70026.
43. Hazzard A, Christensen A, Margolin G. Children's perceptions of parental behaviors. *J Abnorm Child Psychol* 1983;11(1):49-59.

ลักษณะทางคลินิกของผู้ป่วยโรคจิตเภทในวัยรุ่นในสถาบันจิตเวชศาสตร์สมเด็จพระเจ้าพระยา

ชณัญญา สุขสวัสดิ์*, นุรนาถ รุ่งลักษมีศรี*, สุทธา สุปัญญา**, จรรย์พร เจริญกุล*

*โรงพยาบาลยุวประสาทไวทโยปถัมภ์

**สถาบันจิตเวชศาสตร์สมเด็จพระเจ้าพระยา

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ โรคจิตเภทเป็นโรคทางจิตเวชที่ส่งผลกระทบต่อการใช้ชีวิต โรคจิตเภทในเด็กและวัยรุ่นจัดอยู่ในกลุ่มโรคความผิดปกติจากการพัฒนาระบบประสาท และมักสัมพันธ์กับความรุนแรงที่มากกว่า รวมถึงพยากรณ์โรคไม่ดี การศึกษาค้นคว้าครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสำรวจลักษณะทางคลินิกของโรคจิตเภทในกลุ่มวัยรุ่นอายุระหว่าง 14 - 18 ปี ที่เข้ารับการรักษา ณ โรงพยาบาลจิตเวชระดับเหนือศูนย์ตติยภูมิในกรุงเทพมหานคร รวมทั้งศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยที่มีอาการคงที่กับกลุ่มที่มีอาการรุนแรงกับตัวแปรทางคลินิกต่างๆ

วิธีการศึกษา เป็นการศึกษาเชิงพรรณนาแบบย้อนหลัง โดยเก็บข้อมูลจากผู้ป่วยวัยรุ่นทุกคนตั้งแต่อายุ 14 - 18 ปี ที่ได้รับการวินิจฉัยว่าเป็นโรคจิตเภทเป็นครั้งแรกระหว่างปี พ.ศ. 2561 จนถึงปี พ.ศ. 2566 ในสถาบันจิตเวชศาสตร์สมเด็จพระเจ้าพระยาวิเคราะห์ข้อมูลทั่วไปโดยใช้สถิติเชิงพรรณนา และวิเคราะห์หาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรกลุ่มที่อาการคงที่และรุนแรงโดยใช้สถิติแบบ Chi-square test หรือ Fisher's exact test และประมาณค่า Odds Ratio ด้วยวิธีการถดถอยโลจิสติกแบบตัวแปรเดียว

ผลการศึกษา กลุ่มตัวอย่างในการศึกษานี้มีจำนวนทั้งหมด 96 คน กลุ่มประชากรศึกษาส่วนใหญ่เป็นเพศชาย คิดเป็นร้อยละ 75 และมีอายุเฉลี่ยเท่ากับ 16.8 ปี โรควินิจฉัยร่วมที่พบบ่อยที่สุดคือ ความผิดปกติของการใช้สารเสพติด คิดเป็นร้อยละ 36.6 โดยสารเสพติดที่ใช้มากที่สุดคือกัญชา นอกจากนี้ผู้ที่ได้รับการวินิจฉัยว่าเป็นโรคจิตเภทพบว่าได้รับการวินิจฉัยเป็นโรคทางจิตเวชอื่นมาก่อนถึงร้อยละ 54.2 โดยโรคที่พบบ่อยที่สุดคือโรคจิตที่เกิดจากการเสพยาเสพติดมากที่สุด อย่างไรก็ตาม ไม่พบความสัมพันธ์ที่มีนัยสำคัญทางสถิติระหว่างตัวแปรที่ศึกษาและความรุนแรงของโรค (เปรียบเทียบระหว่างกลุ่มที่มีอาการคงที่กับกลุ่มที่มีอาการรุนแรง)

สรุป ผู้ป่วยโรคจิตเภทเด็กและวัยรุ่นมักพบบ่อยในเพศชายและพบอัตราการใช้สารเสพติดสูง ผลการวิจัยชี้ให้เห็นถึงความสำคัญในการป้องกันการเสพยาเสพติดในประเทศไทย อาการนำที่พบบ่อยก่อนวินิจฉัยโรคจิตเภทที่พบบ่อยที่สุดคือการเปลี่ยนแปลงด้านพฤติกรรม ข้อมูลนี้อาจมีประโยชน์ในการค้นหาผู้ป่วยในระยะแรกในอนาคต

คำสำคัญ โรคจิตเภทในเด็ก โรคจิตเภทในวัยรุ่น โรคจิตเภท เด็ก วัยรุ่น

Corresponding author: ชณัญญา สุขสวัสดิ์

โรงพยาบาลยุวประสาทไวทโยปถัมภ์

E-mail: Chananya.suk@hotmail.com

วันรับ 12 ธันวาคม 2568 วันแก้ไข 17 กุมภาพันธ์ 2569 วันตอบรับ 18 กุมภาพันธ์ 2569

Exploring Clinical Features of Early Onset Schizophrenia at Somdet Chaopraya Institute of Psychiatry

Chananya Suksawatt*, Buranat Runglaksameesri*, Sutha Supanya**, Janyaporn Jiamjaroenkul*

*Yuwaprasart Waithayopatum Child and Adolescent Psychiatric Hospital

**Somdet Chaopraya Institute of Psychiatry

ABSTRACT

Objective: Schizophrenia is a major psychiatric disorder that causes significant functional impairment. When onset occur in childhood or adolescence, it is considered a neurodevelopmental disorder and is associated with greater severity and poor prognosis. This study investigates the clinical features of schizophrenia in adolescents aged 14 to 18 years at the supra-tertiary psychiatric hospital in Bangkok and association between stable versus severe group and clinical variables.

Methods: In a descriptive retrospective study (N = 96), all patients aged 14 to 18 years who received the first diagnosis of schizophrenia at Somdet Chaopraya Psychiatric Institute between 2018 and 2023 were included in the study. Descriptive statistics were used to characterize the sample. Associations between clinical factors and illness severity were analyzed using chi-square or Fisher's exact tests, and odds ratio (OR) were estimated using univariable logistic regression.

Results: The study included 96 participants who met the inclusion criteria. Among these, 75% were male, with a mean age diagnosis of 16.8 years. Comorbidities were present in 36.6% of the cases, with substance use disorder being the most prevalent. Among this cannabis users were the most frequently reported. Prior to the schizophrenia diagnosis, 54.2% of participants had been diagnosed with other mental health conditions, most frequently substance-induced psychosis. However, no statistically significant associations were observed between the study variables and illness severity (stable vs. severe groups).

Conclusion: Early onset schizophrenia was characterized by predominance of male patients with high rate of comorbid substance use. These findings highlight the importance of substance use prevention policy in Thailand. Behavioral changes were the most common prodromal manifestation, and this information may contribute to earlier detection of the disorder.

Keyword: early onset schizophrenia, adolescent onset schizophrenia, psychosis, childhood, adolescent

Corresponding author: Chananya Suksawatt

E-mail: Chananya.suk@hotmail.com

Received: 12 December 2025 Revised: 17 February 2026 Accepted: 18 February 2026

INTRODUCTION

Schizophrenia: Clinical Overview

Schizophrenia is a major psychiatric disorder that causes significant functional impairment worldwide. It is recognized as one of the twenty-five leading causes of disability.¹ Schizophrenia often originates in early life and exerts long term consequences, particularly in term of hospitalization and rehabilitation costs. Data indicate that healthcare expenditure of schizophrenia patients in the United States is greater than that of patients with cancer.¹ Schizophrenia has a significant impact on patients, their families and society. Given its early onset and chronic trajectory, schizophrenia particularly in children and adolescents is increasingly understood as a neurodevelopmental disorder.² Schizophrenia in adolescents with psychotic symptoms onset before the age of 18 is specifically defined as early-onset schizophrenia, whereas childhood-onset schizophrenia refers to onset before the age of 13.³

The course of schizophrenia is divided in to four phases: premorbid phase, prodromal phase, active phase and chronic or residual phase.⁴ A formal diagnosis is established during the active phase, as the clinical features are most obvious at this stage. The premorbid phase has only subtle cognitive, behavioral or social changes.⁴ The prodromal phase follows, during which patients begin to exhibit nonspecific symptoms. The prodromal phase is often identified retrospectively once the disorder has progressed to the active phase and clinical history has reviewed.⁴ The prodromal phase has been identified as a critical period for research, given its potential role in facilitating the early detection of schizophrenia. Yung et al. categorized prodromal symptoms into seven domains: neurotic symptoms, mood-related symptoms, changes in volition, cognitive changes, physical symptoms, other symptoms, and behavioral changes.⁵ Clinical features of schizophrenia in active phase consist of positive and negative symptoms. Following the active phase, patients enter the chronic or residual phase.

The Landscape of Early-Onset Schizophrenia: Symptoms, Risk Factors, and Illness Severity

Although childhood-onset schizophrenia is very rare, with an incidence of only 0.04 percentages⁶, evidence indicates that early and childhood-onset schizophrenia represent more severe forms of the disorders.⁷ The clinical presentation of early-onset schizophrenia can be similar to that of adulthood-onset schizophrenia. However, some studies have found that early-onset schizophrenia is presented by greater disorganization and more characterized negative symptoms compared to adulthood-schizophrenia.⁷ Childhood and early onset schizophrenia are correlated with greater illness severity, impaired peer relationship, academic difficulties, poor social skill and increase in brain abnormalities.³ However, studies about schizophrenia in child and adolescent is less extensive than adulthood schizophrenia onset.

Parallel to these clinical features, the risk factors associated with early onset schizophrenia—categorized into environmental, psychosocial, and biological domains. Environmental risk factors include advanced paternal age⁸, pregnancy complications⁹⁻¹¹, and cannabis use.¹²⁻¹⁴ Cannabis use has been associated with a twofold increase in the risk of developing schizophrenia¹², with psychotic symptoms emerging approximately 2.7 years after initial exposure.¹³ Regarding psychological risk factor, childhood trauma, including physical, sexual, and emotional abuse, and neglect has been implicated.¹⁵ Finally, biological risk factors are primarily genetic.^{16,17} Childhood onset schizophrenia has been reported to be more associated with genetic factor than adult-onset schizophrenia, with heritability estimates of up to 80 percentages.³

Defining Severity in the Thai Context

The interplay of these multifaceted risk factors not only influences disease onset but also dictates the clinical trajectory and severity of the disorder. In DSM-5TR, schizophrenia severity is conceptualized as a dimensional construct and is rated through quantitative assessment of core psychotic symptom domains, including delusions, hallucinations, disorganized speech, abnormal

psychomotor behavior, and negative symptoms, each graded on a 5-point severity scale.¹⁸ Building on this dimensional approach, recent literature has proposed severity specifiers that extend beyond symptom intensity to include clinically meaningful outcomes such as hospitalization, reflecting greater illness burden and functional impairment.¹⁹ Consistent with this framework, clinical practice guidelines, including those from the National Institute for Health and Care Excellence (NICE), indicate that electroconvulsive therapy (ECT) is reserved for severe presentations of schizophrenia, such as treatment-resistant illness, catatonia or severe symptom exacerbations.²⁰ Accordingly, in this study, the term severe schizophrenia was used to describe patients meeting at least one of the following criteria: (1) history of ECT (electroconvulsive therapy), (2) history of psychiatric hospitalization, or (3) presence of active or residual symptoms, including psychotic symptoms, irritable or elevated mood, or catatonia. Patients who did not meet any of these criteria and were clinically stable were classified as the non-severe (stable) group.

Rationale and Objectives

International literature consistently identifies early-onset schizophrenia (EOS) as a distinct, more severe neurodevelopmental phenotype of the disorder. Compared to adult-onset cases, EOS is characterized by a heavier symptom burden, diminished functional outcomes and increased treatment resistance and increase in brain abnormalities. Early-onset schizophrenia is presented by greater disorganization and more characterized negative symptoms compared to adulthood-schizophrenia.

In Thailand, research on schizophrenia in children and adolescents remain extremely limited. Previous Thai studies, conducted in university-based medical school hospitals, primarily described clinical presentations of EOS and very early-onset schizophrenia (VEOS) using small retrospective samples (approximately 40 patients). These studies reported that auditory hallucinations and delusions were the most common psychotic symptoms, with high diagnostic stability, and identified differences

between EOS and VEOS in gender distribution and psychiatric comorbidities.²¹ However, illness severity was not systematically examined using outcome-based measures, nor were clinical risk factors for severe disease courses explored.

In addition, differences in clinical settings may contribute to important knowledge gaps between university hospital and supra-tertiary psychiatric hospital. Supra-tertiary psychiatric hospitals function as specialized referral centers that manage high volume of complex and severe psychiatric cases. To address these gaps, the present study leveraged the resources of a supra-tertiary psychiatric hospital to investigate a larger cohort of adolescents with schizophrenia (N = 96).

The objectives of this study were (1) the clinical features of early onset schizophrenia and (2) to examine the association between stable versus severe schizophrenia group and specific clinical risk factors at the Somdet Chaophraya Psychiatric Institute which is the supra-tertiary psychiatric hospital in Bangkok, Thailand.

METHODS

Ethics approval

This retrospective study was approved by the Institutional Review Board of the Somdet Chaophraya Institute of Psychiatry (SD.IRB.APPROVAL 028/2567). Informed consent was waived due to the retrospective nature of the study and the use of de-identified data to ensure the confidentiality of participant information.

Participants

All patients who received first diagnosis of schizophrenia, determined by the date of the initial diagnosis according to ICD-10 criteria (International Classification of Disease and Related Health Problem 10th Revision; F20.0-F20.9), occurred between 2018 and 2023, at ages 14 to 18 at Somdet Chaophraya Psychiatric Institute were included. Exclusion criteria included the patient's medical record has been loss. Patients aged 13 years were excluded, as treatment at Somdet Chaophraya Psychiatric Institute is provided to patients

aged 14 years and older. A retrospective consecutive sampling method was applied by screening all electronic medical records that met the inclusion criteria during the study.

Study design

This study employed a retrospective observational descriptive design, analyzing data extracted from the medical records of patients diagnosed with the early-onset schizophrenia from Somdet Chaophraya Psychiatric Institute (supra-tertiary psychiatric hospital in Bangkok)

Data collection

A structured data collection form was developed based on prior literature and study objectives including patient's general characteristics, childhood history, family history, prodromal symptoms, current symptoms. After receiving ethical approval; the hospital information technology staff generated a list of eligible patient identification. All medical records were screened and abstracted by a single investigator to ensure consistency. Clinical data were extracted from medical record system and entered into a secured database without patient identifies.

Data analysis

The primary analysis consisted of descriptive statistics, including number, frequency, percentage, mean and standard deviation. The secondary analysis examined the association between stable versus severe group and clinical variables. The association between variables was evaluated using the chi-square test, while univariable logistic regression was utilized to determine the odds ratio (OR) with 95% confidence intervals. A P-value ≤ 0.05 was considered statistically significant. The severe group was defined as patients who met at least one of the following criteria: (1) a history of electroconvulsive therapy (ECT), (2) a history of psychiatric hospitalization, or (3) the presence of active or residual symptoms, including psychotic symptoms, irritable mood, elevate mood, or catatonia. The stable group was defined as stable in current symptoms were documented and did not meet

any criteria for the severe group. In case of incomplete data, descriptive results were presented as percentages, with missing data reported separately. For chi-square analysis, missing data were handled using a Pairwise Deletion approach. All statistical analyses were performed using SPSS for Window (version 19.0).

RESULTS

Descriptive Characteristics of the Sample

Basic characteristic

A total of 131 patients were identified from the electronic medical record system using ICD-10 codes F20.0–F20.9. Following a detailed chart review, 31 patients were excluded because their final clinical diagnoses were inconsistent with schizophrenia. An additional four patients were excluded due to an age at diagnosis exceeding 18 years. This resulted in a final study sample of 96 patients. (Figure 1) The cohort was predominantly male (72 males [75%], 24 females [25%]), with a mean age of 16.8 years (SD = 1.17; range: 14 - 18 years). The prevalence of schizophrenia diagnoses was higher among older adolescents within the 14 - 18-year range. (Table 1)

Table 1 Demographic data of the Study Participants (N = 96)

Demographic	N (N = 96)	%
Gender		
Male	72	75
Female	24	25
Education level		
Primary education	18	20
Junior high school	39	43.3
Senior high school / Certificate of Technical Vocation	30	33.3
University (Bachelor's degree)	0	0
High Vocational Certificate	3	3.3
No information	6	6.2
Education/working status		
studying	37	44.6
working	3	3.6
Not studying or working	43	51.8
No information	13	13.5

Comorbid Psychiatric Diagnoses

Among the 96 patients, 35 (36.5%) had at least one psychiatric comorbidity. The most common comorbidity was substance use disorder (SUD) ($n = 23$, 58.9% of those with comorbidity), followed by intellectual disability ($n = 4$, 10.3%), autism spectrum disorder ($n = 4$, 10.3%), and depressive disorder ($n = 4$, 10.3%). Notably, 52 patients (54.2%) had a prior psychiatric diagnosis, with 38 (73.1% of those with prior psychiatric diagnosis) having one diagnosis, 11 (21.1%) two, and 3 (5.7%) three diagnoses. The most frequent prior diagnosis was substance-induced psychosis ($n = 16$, 23.2% of those with prior psychiatric diagnosis), followed by psychosis not otherwise specified ($n = 13$, 18.8%), autism spectrum disorder ($n = 9$, 13%) and major depressive disorder ($n = 5$, 7.2%). (Table 2)

Substance Use History

Forty-six patients (48.4%) reported a history of substance use. Among these, 10 (10.5%) used one substance, 21 (22.1%) used two, 12 (12.6%) used three, 2 (2.1%) used four, and 1 (1%) used five substances. The mean duration of substance use prior to diagnosis was 26.4 months (SD not reported; range: 1 - 84 months). Cannabis was the most commonly used substance ($n = 28$, 27.7% of the full sample), followed by alcohol

($n = 24$, 23.8%), stimulants including amphetamine and methamphetamine ($n = 19$, 18.8%), and kratom ($n = 13$, 12.9%).

Family Psychiatric History

Thirty patients (31.3%) reported a family history of psychiatric disorders. The most common familial condition was schizophrenia ($n = 14$, 41.2% of those with family history), followed by unspecified psychosis ($n = 9$, 26.5%) and other psychiatric disorders ($n = 4$, 11.8%). Of the patients with a family history of psychiatric disorders, half were found to have an affected first-degree relative, 41.2% had a second degree-relatives.

Clinical Features

The most commonly reported prodromal symptom was behavioral change ($n = 24$, 31.6%), followed by mood-related symptoms ($n = 23$, 30.2%). Substance-induced psychosis was the initial presentation in 22 patients (29%). Post-treatment outcomes, defined by clinical status at the most recent outpatient follow-up, revealed that 34.3% of patients continued to experience active or residual symptoms, including positive symptoms ($n = 24$, 25%), negative symptoms ($n = 7$, 7.3%), catatonia ($n = 1$, 1%), and anxiety ($n = 1$, 1%). Sixty patients (62.5%) had been hospitalized for psychiatric treatment.

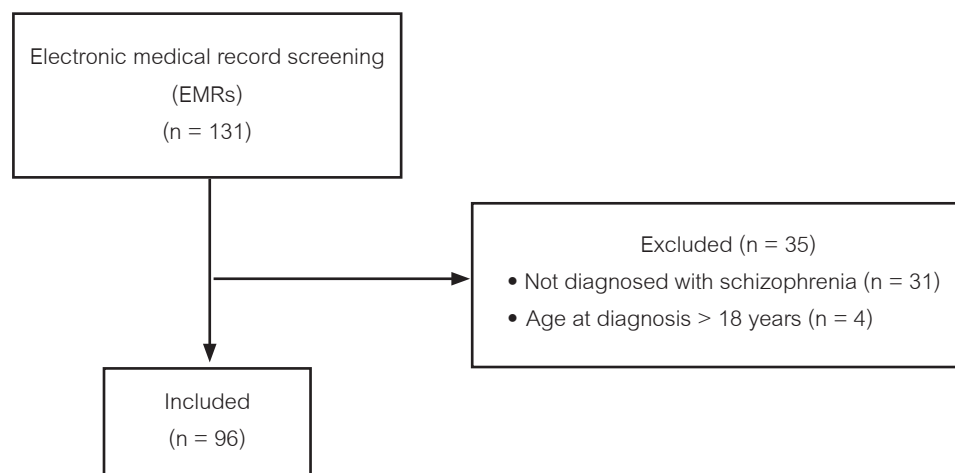


Figure 1 Flowchart of the study participant selection process. From an initial screening of 131 EMRs, 35 individuals were excluded based on diagnosis and age criteria, resulting in a final study population of 96 adolescents with schizophrenia.

Table 2 Baseline Clinical Characteristics of the Study Participants (N = 96)

Base line Clinical features	N (N = 96)	%	Base line Clinical features	N (N = 96)	%
Comorbidity			No information	1	1
no	61	63.5	Clinical features		
yes	35	36.5	Prodromal symptoms		
1 diagnosis	31	88.6 ^a	1 symptom	64	66.7
2 diagnoses	4	11.4 ^a	2 symptoms	6	6.25
Prior diagnosis			No information	26	28.1
no	44	45.8	Hospitalization history		
yes	52	54.2	No (Outpatient treatment)	36	37.5
1 diagnosis	38	73.1 ^b	Yes	60	62.5
2 diagnoses	11	21.1 ^b	Current symptoms		
3 diagnoses	3	5.7 ^b	* Clinical status at the most recent outpatient follow-up		
Underlying medical conditions			Stable	61	63.5
no	87	90.6	Positive symptoms	24	25
yes	9	9.4	Negative symptoms	7	7.3
1 underlying disease	7	77.8 ^c	Catatonia	1	1
2 underlying diseases	2	22.2 ^c	Anxiety	1	1
History of substance use			No information	2	2
no	49	51.6			
yes	46	47.9			
1 substance	10	10.5 ^d			
2 substances	21	22.1 ^d			
3 substances	12	12.6 ^d			
4 substances	2	2.1 ^d			
5 substances	1	1 ^d			

^a Percentages based on n = 35 patients with comorbidity diagnosis

^b Percentages based on n = 52 patients with previous diagnosis (excluding current schizophrenia)

^c Percentages based on n = 9 patients with underlying diseases

^d Percentages based on n = 95 patients with history of substance use

Comparison Between Stable and Severe Groups

Patients were classified into the severe if they met at least one of the following criteria: a history of electroconvulsive therapy (ECT), psychiatric hospitalization, or the presence of active or residual psychotic symptoms at the time of data collection. Comparative analysis between the two groups revealed statistically significant differences in the prevalence of certain comorbidities. Specifically, intellectual disability (ID) and attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD) were observed exclusively in the stable group (both 9.4%), whereas no cases were identified in the severe group ($p = 0.035$ for both comparisons). Although, overall substance use history did

not differ significantly, a higher proportion of severe patients reported substance use compared to stable patients (54.0% vs 37.5%)

In contrast, no significant differences were found between the groups in terms of gender distribution ($p = 0.617$), overall comorbidity status ($p = 0.099$), or prior psychiatric diagnoses ($p = 0.148$). Family psychiatric history showed no meaningful variation between the groups ($p > 0.999$), and educational level, underlying medical conditions, and current occupational or educational status were also comparable (all $p > 0.05$). Collectively, these findings suggest that while neurodevelopmental disorders such as ID and ADHD are

more common among adolescents with stable illness trajectories, other demographic and clinical variables did not significantly differentiate between the two groups. (Table 3)

To further examine factors associated with symptom stability, univariable logistic regression was conducted, with result in Table 4. The analysis demonstrated that kratom use disorder was associated with severe illness, showing the highest odds ratio (OR = 7.294, 95% CI = 0.973 - 321.63). The small number of cases in this category contributes to significant model instability and limited precision for this estimate. Although non-significant association, the direction and magnitude of the OR suggest a potentially trend relationship between kratom exposure and severe clinical course. Comorbid substance use disorder in general showed an increased likelihood of instability (OR = 1.954, 95% CI = 0.754 - 5.161) but the association did not reach statistical significance ($p = 0.129$). Similarly, stimulant use demonstrated a non-significant trend toward higher odds of instability (OR = 2.350, 95% CI = 0.818 - 7.373, $p = 0.0826$). Regarding neurodevelopmental disorders, both intellectual disability (ID) and ADHD were observed exclusively within the stable group (9.4% in stable group vs. 0.0% in the severe group). Consequently, odds ratio and their corresponding 95% confidence intervals could not be reliably estimated due to the absence of these conditions in the stable cohort.

Overall, the univariable analysis showed that kratom use disorder was associated with a non-significant trend toward higher odds of clinical instability. Similarly, other substance use disorders and neurodevelopmental disorder demonstrated possible but non-significant associations with instability.

DISCUSSION

The present study observed a significantly higher prevalence of intellectual disability (ID) and attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD) within the stable group. However, these findings diverge from established literature, notably the research by Kessler et al., which reported that comorbid ID is typically associated with a

marked increase in psychiatric hospitalizations, longer inpatient duration, and frequent emergency visits.²² This discrepancy suggests a potential misclassification bias in the current study's categorization of stability. Despite these categorical inconsistencies, the overall prevalence of neurodevelopmental comorbidities in this cohort remains striking. Following substance use disorders, intellectual disability and autism spectrum disorder were identified as the second and third most frequent comorbidities, respectively. These findings highlight the frequent co-occurrence of neurodevelopmental disorders and early-onset schizophrenia. Nevertheless, further research is required to determine whether these comorbidities are definitively linked to increased illness severity. Future studies should employ standardized clinical instruments, such as the Positive and Negative Syndrome Scale (PANSS) or the Brief Psychiatric Rating Scale (BPRS), to provide a more objective and granular assessment of symptomatic severity.

Beyond neurodevelopment factors, prior research has demonstrated that substance use is associated with increased hospitalization and relapse risk in schizophrenia.²² Although the present study did not find a statistically significant difference in overall substance use between the stable and severe groups, a higher proportion of severe patients reported substance use. Kratom use disorder was associated with a non-significant trend toward higher odds of clinical instability in univariable analysis; however, this association should be interpreted with caution due to potential confounding and the absence of multivariable adjustment. The wide confidence interval suggests low precision of the estimate, likely due to the small number of kratom users, and therefore the magnitude of the association should be interpreted carefully. This finding aligns with the study by Maxsaya Baez Nunea et al., which given emerging evidence that kratom may exacerbate psychiatric symptoms.²³ However, interpreting this association requires caution, as pattern of kratom consumption in Thailand frequently involve polysubstance mixtures. Users may consume boiled kratom alone, but it is common to mix kratom with cough syrup, tramadol, or

Table 3 Association between stable versus severe schizophrenia group and clinical variables

Factor	Patient numbers		p-value
	severe (%)	stable (%)	
Demographic (N = 96)			
gender			0.617 ^a
male	47 (73.4)	25 (78.1)	
female	17 (26.6)	7 (21.9)	
Education level			0.652 ^b
Primary education	14 (23.3)	4 (13.3)	
Junior high school	26 (43.3)	13 (43.3)	
Senior high school / Certificate of Technical Vocation	18 (30.0)	12 (40.0)	
High Vocational Verification	2 (3.3)	1 (3.3)	
Education / working status			0.161 ^b
Not studying / working	31 (56.4)	12 (42.9)	
Studying	21 (38.2)	16 (57.1)	
Working	3 (5.5)	0 (0.0)	
Comorbidity (N = 96)			
Autism spectrum disorder			>0.999 ^b
no	62 (96.9)	31 (96.9)	
yes	2 (3.1)	1 (3.1)	
Intellectual disability			0.035 ^{b*}
no	64 (100.0)	29 (90.6)	
yes	0 (0.0)	3 (9.4)	
ADHD			0.035 ^{b*}
no	64 (100.0)	29 (90.6)	
yes	0 (0.0)	3 (9.4)	
Specific learning disorder			0.551 ^b
no	62 (96.9)	32 (100.0)	
yes	2 (3.1)	0 (0.0)	
Substance use disorder (N = 95)			
Cannabis			0.209 ^a
no	37 (58.7)	23 (71.9)	
yes	26 (41.3)	9 (28.1)	
Stimulant			0.083 ^a
no	38 (60.3)	25 (78.1)	
yes	25 (39.7)	7 (21.9)	
Kratom			0.033 ^{a*}
no	51 (81.0)	31 (96.9)	
yes	12 (19.0)	1 (3.1)	
Family psychiatric disorder			>0.999 ^b
no	39 (69.6)	18 (69.2)	
yes	17 (30.4)	8 (30.8)	

Note: Data are presented as n (%). ^a Chi-square test; ^b Fisher's exact test. Fisher's exact test was used when expected cell counts were < 5. Statistically significant at $p \leq 0.05$.

Table 4 Univariable analysis of factors associated with symptom stability in adolescents with schizophrenia

Variable	OR (95% CI)	p-value
Comorbid substance	1.954 (0.754 - 5.161)	0.129
Kratom	7.294 (0.973 - 321.63)	- *
Stimulant	2.350 (0.818 - 7.373)	0.083
Cannabis	1.796 (0.661 - 5.129)	0.210

* Odds ratios and 95% confidence intervals were derived from univariable logistic regression models. Due to sparse data and small cell counts, p-values for some variables were not reported and are discussed in the Discussion section.

sweetened soft drinks to enhance psychoactive effects or improve taste. Importantly, individuals typically report only “kratom use” without disclosing co-ingested substances, making it difficult to determine the specific contribution of kratom itself to clinical instability. Given the high prevalence of kratom-associated polysubstance mixtures in Thailand, the observed association may partially represent the impact of multi-drug exposure rather than kratom alone. This limitation underscores the need for future research to differentiate between pure kratom exposure and kratom-associated polysubstance use when evaluating psychiatric outcomes in adolescents with schizophrenia.

Regarding substance use more broadly, cannabis was the most commonly used substance in this study. Linda et al. reported that cannabis use increases the risk of relapse among individuals with schizophrenia.²⁴ In addition, Large M et al. reported that cannabis use is associated with the development of psychotic symptoms approximately 2.7 years after initial exposure.¹³ In our sample, with cannabis being the most commonly used substance, followed by methamphetamine and kratom. The mean duration of substance use prior to the onset of schizophrenia was approximately 2.2 years. However, in Thailand, adolescent substance use behavior is often characterized by the use of multiple substances, which complicates the interpretation of substance-specific effects on illness stability.

These finding underscore the critical importance of strengthening substance-use prevention policies in Thailand. The 2022 liberalization of cannabis laws, which allowed purchase and sale without medical prescription. However, in 2025, Thailand began reinstating stricter controls, requiring medical prescriptions for cannabis used for medical treatment. Similarly, kratom was removed from the list of prohibited substances in 2021. Although the legislation outlines conditions for possession and sale, regulatory loopholes have made kratom widely accessible to general population.

Moreover, previous evidence has indicated that childhood and early onset schizophrenia are correlated with greater illness severity. Specifically, meta-analytic data from 10 studies have demonstrated a statistically significant relationship between an earlier age at onset and poorer hospitalization outcomes, suggesting that these patients often experience more frequent or prolonged hospitalizations. Furthermore, a lower age at onset has been linked to more pronounced negative symptoms.²⁵ In line with this study, the rate of psychiatric hospitalization in our sample was relatively high (62.5%), and approximately 35% of patients continued to have residual psychotic symptoms at the time of data collection, emphasizing the chronic and relapsing nature of schizophrenia in adolescence. These findings underline the importance of early detection, continuous monitoring, and integrated treatment approaches that address both psychotic symptoms and comorbid conditions such as substance use disorders

Compared to prior Thai studies with smaller cohorts (N≈40), this study provides a substantially larger sample, enabling more reliable characterization of adolescent-onset schizophrenia in Thailand. However, this study has several limitations. First, this study is limited by its retrospective design, missing prodromal data in nearly one-third of cases, and reliance on univariable analysis without controlling for confounders. These limitations warrant cautious interpretation of the observed associations. Second, substance use history relied on medical records and patient report, which may be subject

to underreporting. Third, the retrospective design may have introduced measurement bias, selective bias and referral bias may be present as the sample was drawn from a tertiary care hospital where more severe and complex cases are more likely to be represented. In addition, misclassification may have occurred in the categorization of severe patients, as this grouping was conducted post hoc analysis. The retrospective data only recorded whether patients had a history of hospitalization, without specifying duration for example rehospitalization in 12 months. Future prospective studies with systematic toxicology testing are needed to disentangle pure kratom exposure from polysubstance mixtures and to determine whether the associations observed here persist after multivariable adjustment and are warranted to clarify the causal relationship between substance use and illness trajectory in adolescent schizophrenia.

CONCLUSION

Schizophrenia in adolescents were characterized by predominance of male patients with high rate of comorbid substance use. These findings highlight the importance of substance use prevention policy in Thailand. Behavioral changes were the most common prodromal manifestation, and this information may contribute to earlier detection of the disorder. The rate of psychiatric hospitalization was relatively high and many patients continued to have residual psychotic symptoms. This emphasizing the chronic and relapsing nature of schizophrenia in adolescence. Clinically, the findings highlight the need for routine screening of kratom and polysubstance use among adolescents presenting with early psychotic symptoms, as well as enhanced monitoring for patients with neurodevelopmental disorders.

Funding

This study has no funding.

Acknowledgements

I would like to express my sincere gratitude to my research advisors-Professor Buranat Runglaksameesri,

Professor Sutha Supanya, and Professor Janyaporn Jianjaroenkul, Psychiatrist-for their insightful guidance throughout this study. I also wish to thank Mr. Krittanai Kaewyot, Public Health Technical Officer and Supathida Jiamsawad, MD for their valuable advice and support on the statistical analyses.

Conflict of Interest

The authors declare that they have no competing interests.

Ethical Approval

This study was conducted in accordance with the principles outlined in the Declaration of Helsinki. Ethical approval was granted by Institutional Review Board of the Somdet Chaophraya Institute of Psychiatry at the Somdet Chaophraya Psychiatric Institute, Bangkok, Thailand.

Authors' Contributions

Chananya Suksawatt: Conceptualization, methodology, data curation, formal analysis, and writing – original draft preparation.; Buranat Runglaksameesri: Conceptualization, formal analysis, and writing – review and editing.; Sutha Supanya: Conceptualization, and writing – review and editing.; Janyaporn Jiamjaroenkul: Conceptualization, and writing – review and editing.

REFERENCES

1. Boland R, Verduin M. Schizophrenia spectrum and other psychotic disorders. In: Boland R, Verduin M, Ruiz P, editors. Kaplan and Sadock's Synopsis of Psychiatry. 12th ed. Philadelphia: Wolters Kluwer; 2022. p. 337-64.
2. Kendhari J, Shankar R, Young-Walker L. A review of childhood-onset schizophrenia. Focus (Am Psychiatr Publ) 2016; 14(3): 328-32.
3. Boland R, Verduin M. Neurodevelopmental disorders and other childhood disorders. In: Boland R, Verduin M, Ruiz P, editors. Kaplan and Sadock's Synopsis of Psychiatry. 12th ed. Philadelphia: Wolters Kluwer; 2022. p. 93-223.
4. Lotrakul M, Sukanich P. Ramathibodi Psychiatry. 4th ed. Bangkok: Department of Psychiatry, Faculty of Medicine Ramathibodi Hospital; 2015.
5. Yung AR, McGorry PD. The prodromal phase of first-episode psychosis: past and current conceptualizations. Schizophr Bull 1996; 22(2): 353-70.

6. Driver D, Thomas S, Gogtay N, Rapoport J. Childhood-onset schizophrenia and early onset schizophrenia spectrum disorders: an update. *Child Adolesc Psychiatr Clin N Am* 2020; 29(1): 71-90.
7. Hill C, Palaniyappan L. Schizophrenia and psychosis. In: Thapar A, Pine DS, Leckman JF, Scott S, Snowling MJ, editors. *Rutter's Child and Adolescent Psychiatry*. 6th ed. Oxford: Wiley Blackwell; 2015. p. 774-94.
8. Malaspina D, Harlap S, Fennig S, Heiman D, Nahon D, Feldman D, et al. Advancing paternal age and the risk of schizophrenia. *Arch Gen Psychiatry* 2001; 58: 361-7.
9. Cannon M, Caspi A, Moffitt TE, Harrington H, Taylor A, Murray RM, et al. Evidence for early-childhood, pan-developmental impairment specific to schizophreniform disorder results from a longitudinal birth cohort. *Arch Gen Psychiatry* 2002; 59: 449-56.
10. Verdoux H, Geddes J, Takei N, Lawrie SM, Bovet P, Eagles JM, et al. Obstetric complications and age at onset in schizophrenia: An International Collaborative Meta-Analysis of Individual Patient Data. *Am J Psychiatry* 1997; 154(9): 1220-7.
11. McGrath J, Murray R. Risk factors for schizophrenia: from conception to birth in schizophrenia. In: Hirsch SR, Weinberger DR, editors. *Schizophrenia*. Oxford: Blackwell Science; 1995. p. 187-205.
12. Arseneault L, Cannon M, Witton J, Murray R. Causal association between cannabis and psychosis: examination of the evidence. *Br J Psychiatry* 2004; 184: 110-7.
13. Large M, Sharma S, Compton MT, Slade T, Nielssen O. Cannabis use and earlier onset of psychosis a systematic meta-analysis. *Arch Gen Psychiatry* 2011; 68: 555-61.
14. Arseneault L, Cannon M, Poulton R, Murray R, Caspi A, Moffitt TE. Cannabis use in adolescence and risk for adult psychosis: longitudinal prospective study. *BMJ* 2002; 325: 1212-3.
15. Inyang B, Gondal FJ, Abah GA, Dhandapani MM, Manne M, Khanna M, et al. The role of childhood trauma in psychosis and schizophrenia: a systematic review. *Cureus* 2022; 14(1): e21466.
16. Lo LE, Kaur R, Meiser B, Green MJ. Risk of schizophrenia in relatives of individuals affected by schizophrenia: A meta-analysis. *Psychiatry Res* 2020; 286: 112901.
17. Cannon TD, Kaprio J, Lonnqvist J, Huttunen M, Koskenvuo M. The genetic epidemiology of schizophrenia in a Finnish twin cohort: a population-based modeling study. *Arch Gen Psychiatry* 1998; 55: 67-74.
18. American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 5th ed. text rev. Washington, DC: American Psychiatric Publishing; 2022.
19. Gadelha A, Biokino RM, Lorencetti P, Crossley NA, Bordini D, Massuda R. Introducing a new severity specifier for schizophrenia: conceptual framework and clinical implications. *Braz J Psychiatry* 2024; 46: e20243722.
20. National Institute for Health and Care Excellence. *Guidance on the use of electroconvulsive therapy: technology appraisal guidance TA59* [Internet]. London (GB): National Institute for Health and Care Excellence; 2003 [updated 2009 Oct 1; cited 2026 Feb 17]. Available from: <https://www.nice.org.uk/guidance/ta59>
21. Poovichayasumlit C, Limsuwan N. Clinical presentations of early-onset schizophrenia: a 10-year retrospective chart review. *J Med Assoc Thai* 2023; 106: 172-9.
22. Kessler T, Lev-Ran S. The association between comorbid psychiatric diagnoses and hospitalization-related factors among individuals with schizophrenia. *Compr Psychiatry* 2019; 89: 7-15.
23. Nunez MB, Dhingra A, Dhingra M, Kossack R, Dhingra M. Kratom's rising role in the potential exacerbation of mental health disorders: a case report and review of the literature. *Psychiatry Res Case Rep* 2022; 1(2):100069.
24. Levi L, Bar-Haim M, Winter-van Rossum I, Davidson M, Leucht S, Fleischhacker WW, et al. Cannabis use and symptomatic relapse in first episode schizophrenia: trigger or consequence? Data from the OPTIMISE study. *Schizophr Bull* 2023; 49(4): 903-13.
25. Immonen J, Jääskeläinen E, Korpela H, Miettunen J. Age at onset and the outcomes of schizophrenia: a systematic review and meta-analysis. *Early Interv Psychiatry* 2017; 11(6): 453-60.

ความสัมพันธ์ระหว่างระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวช กับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยจิตเวช

กัทลียา วิเศษสมิต*, ณัฐพล โชคโมตรี**

*กองจิตเวชและประสาทวิทยา โรงพยาบาลพระมงกุฎเกล้า

**ภาควิชาจิตเวชและประสาทวิทยา วิทยาลัยแพทยศาสตร์พระมงกุฎเกล้า

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ นโยบายด้านสุขภาพจิตให้ความสำคัญกับความรู้ด้านสุขภาพจิต เพื่อส่งเสริมการรับรู้โรค การแสวงหาความช่วยเหลือ และการรับประทันยารักษาอย่างต่อเนื่อง อย่างไรก็ตาม หลักฐานเชิงประจักษ์เกี่ยวกับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวชมียังจำกัด ดังนั้นการวิจัยครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อประเมินระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวช ศึกษาปัจจัยที่เกี่ยวข้องและศึกษาความสัมพันธ์กับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

วิธีการศึกษา การศึกษานี้เป็นการวิจัยแบบภาคตัดขวาง ดำเนินการที่แผนกผู้ป่วยนอกจิตเวช โรงพยาบาลพระมงกุฎเกล้า ระหว่างเดือนมกราคม - เดือนมิถุนายน พ.ศ. 2568 กลุ่มตัวอย่างประกอบด้วยคู่ผู้ป่วย-ผู้ดูแล จำนวน 30 คู่ โดยคัดเลือกผู้ป่วยอายุ 18 - 60 ปี ที่ได้รับการรักษาทางจิตเวชอย่างต่อเนื่องอย่างน้อย 6 เดือน และผู้ดูแลที่ให้การดูแลผู้ป่วยอย่างน้อย 6 เดือน เก็บข้อมูลโดยใช้แบบประเมินความรู้ด้านสุขภาพจิต ฉบับภาษาไทย, แบบประเมินคุณภาพชีวิต WHOQOL-BREF ฉบับภาษาไทย, แบบประเมินความสามารถในการทำกิจวัตรประจำวันและข้อมูลจากเวชระเบียน วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติเชิงพรรณนาและการวิเคราะห์แบบ Logistic regression

ผลการศึกษา ผู้ดูแลส่วนใหญ่มีระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตอยู่ในระดับสูง (ร้อยละ 73.3) ระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตที่สูงของผู้ดูแล มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญกับการดูแลผู้ป่วยที่ได้รับการวินิจฉัยเป็นโรคซึมเศร้า ($aOR = 15.84$; 95% CI = 1.17 - 214.97; $p = 0.038$) และผู้ป่วยที่มีอาการประสาทหลอน ($aOR = 24.82$; 95% CI = 1.12 - 551.65; $p = 0.042$) ผู้ป่วยส่วนใหญ่มีคุณภาพชีวิตอยู่ในระดับปานกลาง (ร้อยละ 66.7) จากการวิเคราะห์หาค่าความสัมพันธ์พบว่าการมีผู้ดูแลมากกว่าหนึ่งคนเป็นปัจจัยปกป้องเพียงปัจจัยเดียวที่มีความสัมพันธ์กับคุณภาพชีวิตที่ดีกว่า ($aOR = 21.13$; 95% CI = 1.44 - 310.94; $p = 0.026$) โดยไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญระหว่างความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลกับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

สรุป ความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลมีความสัมพันธ์กับลักษณะการวินิจฉัยโรคของผู้ป่วย แต่ไม่พบความสัมพันธ์โดยตรงกับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย การสนับสนุนทางสังคม โดยเฉพาะการมีผู้ดูแลมากกว่าหนึ่งคนอาจมีบทบาทสำคัญต่อคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยมากกว่า การศึกษาเพิ่มเติมที่มีกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ขึ้นมีความจำเป็นเพื่อยืนยันผลการศึกษานี้

คำสำคัญ ความรู้ด้านสุขภาพจิต ผู้ดูแล ผู้ป่วยจิตเวช คุณภาพชีวิต การสนับสนุนทางสังคม

Corresponding author: กัทลียา วิเศษสมิต

กองจิตเวชและประสาทวิทยา โรงพยาบาลพระมงกุฎเกล้า

E-mail: kattaleeya.smith@gmail.com

วันรับ 29 ธันวาคม 2568 วันแก้ไข 15 มีนาคม 2569 วันตอบรับ 23 มีนาคม 2569

The Association between Caregivers' Mental Health Literacy Levels and the Quality of Life of Psychiatric Patients

Kattaleeya Visessmith*, Nattaphon Chokemaitree**

*Department of Psychiatry and Neurology, Phramongkutklao Hospital

**Department of Psychiatry and Neurology, Phramongkutklao College of Medicine

ABSTRACT

Objective: In Thailand, mental health literacy has been emphasized in national policy to improve recognition, help-seeking behavior, and treatment adherence. However, evidence regarding mental health literacy among caregivers of psychiatric patients remains limited. Therefore, this study aimed to assess mental health literacy among caregivers of psychiatric patients, identify associated factors, and examine its association with patients' quality of life.

Methods: A cross-sectional study was conducted at the psychiatric outpatient department of Phramongkutklao Hospital between January and June 2025. Thirty patient-caregiver dyads were enrolled. Eligible patients were adults aged 18 - 60 years receiving continuous psychiatric treatment for at least six months, and caregivers had provided care for at least six months. Data were collected using the Thai Mental Health Literacy Scale, the WHOQOL-BREF Thai version, the Barthel Activities of Daily Living Index and medical records. Descriptive statistics and logistic regression analyses were performed.

Results: Most caregivers demonstrated a high level of mental health literacy (73.3%). Higher caregiver mental health literacy was significantly associated with caring for patients diagnosed with depression (aOR = 15.84; 95% CI = 1.17 - 214.97; $p = 0.038$) and with the presence of hallucinations (aOR = 24.82; 95% CI = 1.12 - 551.65; $p = 0.042$). Most patients reported a moderate level of quality of life (66.7%). In multivariate analysis, the presence of multiple caregivers was the only independent factor associated with better quality of life (aOR = 21.13; 95% CI = 1.44 - 310.94; $p = 0.026$). No significant association was found between caregiver mental health literacy and patients' quality of life.

Conclusion: Caregiver mental health literacy was associated with patients' diagnostic characteristics but was not directly associated with patients' quality of life. Social support, reflected by having multiple caregivers, appeared to play a more important role in influencing quality of life. Further studies with larger sample sizes are needed to confirm these findings.

Keywords: mental health literacy, caregivers, psychiatric patients, quality of life, social support

Corresponding author: Kattaleeya Visessmith

E-mail: kattaleeya.smith@gmail.com

Received: 29 December 2025 Revised: 15 March 2026 Accepted: 23 March 2026

บทนำ

องค์การอนามัยโลก (WHO) รายงานว่าในปัจจุบันมีประชากรโลกประมาณ 1 ใน 8 คน ที่ป่วยด้วยโรคทางสุขภาพจิต และมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง¹ ส่งผลให้การดูแลเพิ่มสูงขึ้น โดยเฉพาะบทบาทของผู้ดูแลผู้ป่วย (caregivers) โดยเฉพาะสมาชิกในครอบครัว ผู้ดูแลมีบทบาทสำคัญในการสนับสนุนด้านร่างกาย จิตใจ และสังคมของผู้ป่วย อีกทั้งยังมีอิทธิพลต่อแนวทางการรักษา ความร่วมมือ และคุณภาพชีวิต (Quality of Life; QoL) ของผู้ป่วยอย่างมีนัยสำคัญ² แนวคิดเรื่องความรู้ด้านสุขภาพจิต (Mental Health Literacy; MHL) ได้รับการเสนอครั้งแรกโดย Jorm และคณะ ในปี 1997 ซึ่งนิยามว่าเป็น “ความรู้และความเชื่อเกี่ยวกับความผิดปกติทางจิตใจที่ช่วยให้บุคคลสามารถตระหนัก จัดการ และป้องกันปัญหาสุขภาพจิตได้” โดยประกอบด้วย 7 องค์ประกอบ ได้แก่ 1) ความสามารถในการระบุภาวะสุขภาพจิต 2) ความรู้เกี่ยวกับปัจจัยเสี่ยงและสาเหตุ 3) ความรู้เกี่ยวกับการช่วยเหลือตนเอง 4) ความรู้เกี่ยวกับการรับความช่วยเหลือจากผู้เชี่ยวชาญ 5) ทักษะที่สนับสนุนการแสวงหาความช่วยเหลือ 6) ความรู้เกี่ยวกับการค้นหาข้อมูลสุขภาพจิต และ 7) การรับรู้เบื้องต้น การป้องกัน และทักษะการปฐมพยาบาลด้านสุขภาพจิต^{3,4} หลักฐานจำนวนมากระบุว่าความรู้ด้านสุขภาพจิตในระดับที่ดีส่งผลเชิงบวกต่อสุขภาพจิตในประชากรทั่วไปและในกลุ่มผู้ป่วยจิตเวช เช่น ช่วยให้เข้าถึงการรักษาเร็วขึ้น ลดความล่าช้าในการวินิจฉัย ลดอคติ เพิ่มความร่วมมือในการรักษา และลดความเสี่ยงต่อภาวะแทรกซ้อน^{5,6}

เครื่องมือประเมินความรู้ด้านสุขภาพจิตที่ได้รับการยอมรับอย่างแพร่หลายคือ Mental Health Literacy Scale (MHLS) ซึ่งพัฒนาโดย O'Connor และ Casey ในปี 2015 ประกอบด้วย 35 ข้อ ครอบคลุมทั้งด้านความรู้และทัศนคติเกี่ยวกับสุขภาพจิตอย่างรอบด้าน ให้คะแนนรวมตั้งแต่ 35 - 160 คะแนน และมีคุณภาพทางจิตวิทยาที่ดี ทั้งในด้าน internal reliability และ test-retest reliability⁷ ในประเทศไทยได้มีการแปลและปรับเครื่องมือดังกล่าวเป็น Thai Mental Health Literacy Scale (TMHLS) โดย Sittironnarit และคณะ ซึ่งทดสอบในนักศึกษาแพทย์ ชั้นปีที่ 6 พบว่ามีความตรงตามเนื้อหาและค่าความเที่ยงที่⁸ นอกจากนี้ กระทรวงสาธารณสุขยังได้กำหนดให้การส่งเสริมความรู้ด้านสุขภาพจิตเป็นหนึ่งในนโยบายระดับชาติ เพื่อให้ประชาชนสามารถดูแลตนเองและผู้อื่นได้อย่างเหมาะสม⁹

งานวิจัยหลายชิ้นได้ศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อระดับ MHL ในกลุ่มประชากรต่างๆ พบว่า เพศหญิง ระดับการศึกษาหรือรายได้ที่สูงกว่า การมีประสบการณ์ด้านสุขภาพจิต หรือการได้รับการฝึกอบรมด้านสุขภาพจิต มักสัมพันธ์กับระดับ MHL ที่สูงกว่าอย่างมีนัยสำคัญ^{5,10-13} นอกจากนี้ยังพบว่า MHL มีความสัมพันธ์เชิงบวกกับตัวชี้วัดด้านสุขภาพจิตอื่น เช่น mental well-being¹⁴, QoL^{15,16}, psychological well-being¹⁷ และมีความสัมพันธ์เชิงลบกับอาการซึมเศร้า ความวิตกกังวล และความคิดฆ่าตัวตาย¹⁸ ซึ่งชี้ให้เห็นว่า MHL เป็นตัวแปรสำคัญที่อาจมีผลต่อสุขภาพจิตในระยะยาว อย่างไรก็ตาม พบว่าระดับ MHL ของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวชในหลายประเทศยังอยู่ในระดับปานกลางหรือต่ำ และมีทัศนคติเชิงลบหรือการตีตราต่อผู้ป่วย^{6,19,20} ซึ่งอาจส่งผลกระทบต่อ การดูแล การตัดสินใจ และความต่อเนื่องของการรักษาของผู้ป่วยได้ งานวิจัยในประเทศไทยที่ศึกษา MHL ในผู้ดูแลยังมีจำนวนจำกัด และยิ่งจำกัดมากเมื่อพิจารณาความสัมพันธ์ระหว่างความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวชกับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยจิตเวช แม้ว่าจะมีหลักฐานในผู้ป่วยกลุ่มอื่น เช่น ผู้ป่วยโรคหลอดเลือดสมอง ที่พบว่า MHL มีความสัมพันธ์ทางบวกกับ QoL ของผู้ป่วยในเชิงกลไก ความรู้ด้านสุขภาพจิตอาจส่งผลต่อผลลัพธ์ด้านสุขภาพจิตผ่านหลายกระบวนการ ได้แก่ การรับรู้สัญญาณของปัญหาสุขภาพจิตได้อย่างถูกต้อง การตัดสินใจแสวงหาความช่วยเหลือจากบุคลากรทางสุขภาพอย่างเหมาะสม การปฏิบัติตามแผนการรักษาอย่างต่อเนื่อง รวมทั้งความสามารถในการจัดการกับความเครียดหรืออาการทางอารมณ์ได้อย่างมีประสิทธิภาพ และอาจนำไปสู่คุณภาพชีวิตที่ดีขึ้น^{21,22} แต่สำหรับผู้ป่วยจิตเวชโดยตรงยังขาดงานวิจัยเชิงประจักษ์ที่เพียงพอ ทั้งที่มีหลักฐานชี้ว่าผู้ป่วยจิตเวชมักมีคุณภาพชีวิตต่ำกว่าประชากรทั่วไปอย่างมีนัยสำคัญ โดยเฉพาะในมิติด้านสุขภาพจิต สังคม และสิ่งแวดล้อม^{23,24} ดังนั้นผู้วิจัยจึงสนใจที่จะศึกษาระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวช ปัจจัยที่เกี่ยวข้อง และความสัมพันธ์ระหว่าง MHL ของผู้ดูแลกับ QoL ของผู้ป่วยจิตเวช โดยตั้งสมมติฐานว่าความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลอาจมีบทบาทต่อผลลัพธ์ของผู้ป่วยผ่านกระบวนการรับรู้โรค การตัดสินใจในการรักษา และการสนับสนุนทางสังคมภายในครอบครัว เพื่อเป็นข้อมูลสำคัญสำหรับการพัฒนากลยุทธ์หรือโปรแกรมส่งเสริม MHL สำหรับผู้ดูแลต่อไป

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อศึกษาระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยและปัจจัยที่เกี่ยวข้อง
2. เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวชกับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยจิตเวช

วิธีการศึกษา

การวิจัยครั้งนี้เป็นการศึกษาเชิงพรรณนาแบบภาคตัดขวาง ดำเนินการในแผนกผู้ป่วยนอก กองจิตเวชและประสาทวิทยาของโรงพยาบาลตติยภูมิแห่งหนึ่ง โดยเก็บข้อมูลจากผู้ดูแลจิตเวชและผู้ดูแลหลักในช่วงระยะเวลาที่กำหนด ผู้เข้าร่วมการวิจัยได้รับการคัดเลือกแบบสะดวก (convenience sampling) และมีการจับคู่ระหว่างผู้ดูแลแต่ละรายกับผู้ดูแลหลักของตน เพื่อใช้ในการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ การศึกษานี้ผ่านการรับรองจริยธรรมการวิจัยในคนจากคณะกรรมการพิจารณาโครงการวิจัยกรมแพทยทหารบก หมายเลขอ้างอิง IRBRTA 1589/2567 วันที่ 16 ธันวาคม พ.ศ. 2567

กลุ่มตัวอย่าง

เกณฑ์การนำเข้าการวิจัย

กลุ่มผู้ป่วยจิตเวช:

1. อายุระหว่าง 18 – 60 ปี
2. ได้รับการวินิจฉัยโรคจิตเวชตามเกณฑ์ ICD-10 ในกลุ่มรหัส F10-F19, F20-F29, F30-F39, F40-F48, F70-F79, F80-F89 หรือ F90-F98
3. เข้ารับการรักษาแบบผู้ป่วยนอกหรือมีการติดตามการรักษาอย่างต่อเนื่อง ไม่น้อยกว่า 6 เดือน ในกองจิตเวชและประสาทวิทยา

กลุ่มผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวช:

1. อายุ ≥ 18 ปี
2. ทำหน้าที่เป็นผู้ดูแลหลักของผู้ป่วยอย่างต่อเนื่อง ไม่น้อยกว่า 6 เดือน
3. ให้การสนับสนุนผู้ป่วยอย่างน้อยหนึ่งด้าน ได้แก่ ชีวิตประจำวัน สุขภาพกาย จิตใจ หรือการเงิน
4. อาศัยอยู่ในบ้านหรือที่พักเดียวกันกับผู้ป่วย

ทั้งผู้ดูแลและผู้ดูแลต้องยินยอมเข้าร่วมการวิจัย และในกรณีที่ผู้ป่วยมีผู้ดูแลหลายคน จะเลือกเฉพาะผู้ดูแลหลักที่ใช้เวลากับผู้ป่วยมากที่สุดเพียงหนึ่งคนเข้าร่วม

เกณฑ์การคัดออกการวิจัย

1. ผู้เข้าร่วมไม่สามารถพูด เขียน หรือสื่อสารภาษาไทยได้เพียงพอที่จะทำแบบสอบถาม
2. อยู่ในภาวะฉุกเฉินทางจิตเวช เช่น พฤติกรรมก้าวร้าวรุนแรง ทำร้ายตนเองหรือผู้อื่น มีแนวโน้มฆ่าตัวตาย หรือมีภาวะสูญเสียการรับรู้
3. ผู้ป่วยที่มีข้อจำกัดในการตัดสินใจและไม่มีผู้แทนตามกฎหมายที่สามารถให้ความยินยอมได้

การเก็บข้อมูล

การเก็บข้อมูลใช้แหล่งข้อมูล 3 ส่วน ได้แก่ 1) แบบสอบถามผู้ดูแล ประกอบด้วยข้อมูลปัจจัยด้านบุคคล และแบบประเมินความรู้ด้านสุขภาพจิต Thai Mental Health Literacy Scale (TMHLS) แบบประเมินภาษาไทยฉบับนี้แปลมาจาก MHLS พบว่ามีความเชื่อมั่นอยู่ในระดับดี (IOC = 0.85, Cronbach's alpha = 0.851) ซึ่งมีข้อคำถาม 35 ข้อ ครอบคลุมองค์ประกอบสำคัญของความรู้ด้านสุขภาพจิต 6 ด้าน ได้แก่

1. การรับรู้และความเข้าใจอาการผิดปกติทางจิต
2. ความรู้เกี่ยวกับการค้นหาข้อมูลด้านสุขภาพจิต
3. ความรู้เกี่ยวกับสาเหตุและปัจจัยเสี่ยงของโรค
4. ความรู้เกี่ยวกับการดูแลตนเองด้านสุขภาพจิต
5. ความรู้เกี่ยวกับการขอความช่วยเหลือจากผู้เชี่ยวชาญ
6. ทักษะที่ส่งเสริมการยอมรับและการแสวงหาความช่วยเหลือที่เหมาะสม

คะแนนรวมของแบบประเมินอยู่ระหว่าง 35 - 160 คะแนน โดยคะแนนที่สูงกว่าสะท้อนระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตที่สูงกว่า การแปลผลคะแนนแบ่งเป็น 3 ระดับ ได้แก่

- 35 - 53 คะแนน: ระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตต่ำ
- 54 - 106 คะแนน: ระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตปานกลาง
- 107 - 160 คะแนน: ระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตสูง

2) แบบสอบถามผู้ป่วย ประกอบด้วยข้อมูลปัจจัยด้านบุคคล แบบประเมินคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยประเมิน โดยใช้แบบประเมิน WHOQOL-BREF-THAI ซึ่งเป็นแบบประเมินคุณภาพชีวิตที่พัฒนาโดยองค์การอนามัยโลก และได้รับการแปลและปรับใช้ในบริบทของประเทศไทย เครื่องมือนี้มีค่าความเชื่อมั่นภายในอยู่ในระดับดี (Cronbach's alpha = 0.8406) ประกอบด้วยข้อคำถามทั้งหมด 26 ข้อ ครอบคลุมองค์ประกอบของคุณภาพชีวิต 4 ด้าน ได้แก่

1. ด้านสุขภาพกาย (physical health)
2. ด้านจิตใจ (psychological health)
3. ด้านความสัมพันธ์ทางสังคม (social relationships)
4. ด้านสิ่งแวดล้อม (environment)

คะแนนรวมอยู่ระหว่าง 26 - 130 คะแนน โดยคะแนนที่สูงกว่าสะท้อนระดับคุณภาพชีวิตที่ดีกว่าการแปลผลคะแนนแบ่งเป็น

- 26 – 60 คะแนน: คุณภาพชีวิตต่ำ
- 61 – 95 คะแนน: คุณภาพชีวิตปานกลาง
- 96 – 130 คะแนน: คุณภาพชีวิตดี²⁵

และแบบประเมินความสามารถในการประกอบกิจวัตรประจำวัน Barthel ADL Index คะแนนรวม 20 คะแนน (Cronbach's alpha = 0.89) การแปลผลคะแนนแบ่งระดับความสามารถในการช่วยเหลือตนเองดังนี้

- ≥ 12 คะแนน: สามารถพึ่งพาตนเองได้ (กลุ่มติดสังคม)
- 5 - 11 คะแนน: สามารถช่วยเหลือตนเองได้บางส่วน (กลุ่มติดบ้าน)
- 0 - 4 คะแนน: ไม่สามารถช่วยเหลือตนเองได้ (กลุ่มติดเตียง)²⁶

3) ข้อมูลจากเวชระเบียนของผู้ป่วยประกอบด้วยรหัสวินิจฉัยตาม ICD-10 แนวทางการรักษา ชนิดของยาที่ได้รับ และจำนวนครั้งของการเข้ารับการรักษานในโรงพยาบาล ซึ่งใช้เพื่ออธิบายลักษณะทางคลินิกของผู้ป่วย และอาจใช้เป็นตัวแปรควบคุมในการวิเคราะห์

วิเคราะห์ข้อมูล

ข้อมูลที่ได้จะถูกตรวจสอบความถูกต้องและบันทึกเข้าสู่ฐานข้อมูล จากนั้นวิเคราะห์โดยใช้โปรแกรม STATA/BE 18 สถิติเชิงพรรณนาจะถูกใช้เพื่ออธิบายลักษณะของกลุ่มตัวอย่าง โดยข้อมูลเชิงกลุ่มนำเสนอด้วยจำนวนและร้อยละ ส่วนข้อมูลเชิงปริมาณหากมีการแจกแจงปกติ จะรายงานด้วยค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน แต่ถ้าไม่เป็นปกติจะรายงานด้วยค่ามัธยฐานสำหรับการเปรียบเทียบ categorical data ใช้สถิติ Chi-square test หรือ Fisher's exact test สำหรับข้อมูลเชิงกลุ่ม และใช้ Independent t-test สำหรับ continuous data โดยใช้ระดับนัยสำคัญที่ $p < 0.05$ นอกจากนี้ ใช้สถิติ Logistic regression เพื่อวิเคราะห์ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล โดยรายงานค่า Odds Ratio และช่วงความเชื่อมั่น 95%

ตารางที่ 1 ลักษณะทั่วไปของผู้ป่วยและผู้ดูแล

ข้อมูลพื้นฐาน	ผู้ป่วย n = 30 (%)	ผู้ดูแล n = 30 (%)
อายุ (ปี)		
ค่าเฉลี่ย $\pm$ SD	38.2 $\pm$ 11.97	48.43 $\pm$ 13.23
เพศ		
ชาย	20 (66.7)	6 (20.0)
หญิง	10 (33.3)	24 (80.0)
ระดับการศึกษา		
ประถมศึกษาหรือต่ำกว่า	2 (6.7)	2 (6.7)
มัธยมศึกษา	11 (36.7)	5 (16.7)
อาชีวศึกษาหรือสูงกว่า	17 (56.7)	23 (76.7)
สถานภาพสมรส		
โสด	16 (53.3)	8 (26.7)
สมรส	12 (40.0)	19 (63.3)
หย่าร้างหรือหม้าย	2 (6.7)	3 (10.0)
สถานภาพการทำงาน		
มีงานทำ	14 (46.7)	22 (73.3)
ว่างงาน	16 (53.3)	8 (26.7)
รายได้เพียงพอ		
เพียงพอ	26 (86.7)	23 (76.7)
ไม่เพียงพอ	4 (13.3)	7 (23.3)
โรคทางกายร่วม		
ไม่มี	16 (55.2)	16 (53.3)
มี	13 (44.8)	14 (46.7)
ศาสนา		
พุทธ	28 (93.4)	26 (86.7)
คริสต์	1 (3.3)	3 (10)
อิสลาม	1 (3.3)	1 (3.3)

ผลการศึกษา

1. ลักษณะทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง

1.1 ผู้ป่วย ลักษณะทั่วไปของผู้ป่วยและผู้ดูแลแสดงไว้ในตารางที่ 1 ผู้ป่วยมีอายุเฉลี่ย 38.2 $\pm$ 11.97 ปี (มัธยฐาน 37 ปี, IQR 29 - 47) โดยเป็นเพศชาย 66.7% และเพศหญิง 33.3% ผู้ป่วยส่วนใหญ่ได้รับการวินิจฉัยตามรหัส ICD-10 F10-F19 (ความผิดปกติจากการใช้สารเสพติด) จำนวน 14 ราย (46.7%) รองลงมาคือ

F30-F39 ความผิดปกติทางอารมณ์ 7 ราย (23.3%), F20-F29 โรคจิตเภทและโรคจิตอื่นๆ 5 ราย (16.7%), F40-F48 ความวิตกกังวล/ความเครียด 2 ราย (6.7%), F80-F89 ความผิดปกติด้านพัฒนาการ 2 ราย (6.7%) ระยะเวลากการเจ็บป่วยมีความหลากหลายตั้งแต่ 6 เดือนถึงมากกว่า 10 ปี โดยพบมากที่สุดในช่วง 5 - 10 ปี (23.3%) และมากกว่า 10 ปี (23.3%) ผู้ป่วยส่วนใหญ่เป็นโสด 53.3% และนับถือศาสนาพุทธ 93.4% ด้านรายได้ 86.7% รายงานว่ารายได้เพียงพอ และกว่าครึ่งหนึ่ง (53.3%) อยู่ในสถานะว่างงาน

ความสามารถในการประกอบกิจวัตรประจำวันของผู้ป่วย

ความสามารถในการประกอบกิจวัตรประจำวันของผู้ป่วย ประเมินด้วย Barthel ADL Index พบว่าผู้ป่วยทั้งหมดอยู่ในกลุ่มที่ 1 ซึ่งเป็นกลุ่มที่สามารถพึ่งพาตนเองและดำเนินกิจวัตรประจำวันได้ตามปกติ โดยไม่พบผู้ป่วยรายใดอยู่ในกลุ่มที่มีความบกพร่องด้านการช่วยเหลือตนเองหรือมีภาวะพึ่งพิง

1.2 ผู้ดูแล ผู้ดูแลมีอายุเฉลี่ย 48.43 ± 13.23 ปี เป็นเพศหญิง 80% และเพศชาย 20% ส่วนใหญ่มีการศึกษาระดับ ปวช. ขึ้นไป (76.7%) และมีงานทำ (73.3%) ผู้ดูแลอยู่ในสถานะสมรส 63.3% และมีรายได้ครัวเรือนเพียงพอ 76.7% ด้านประวัติสุขภาพ ผู้ดูแล 86.7% ไม่เคยมีโรคทางจิตเวช ผู้ดูแลส่วนใหญ่เป็นสมาชิกในครอบครัว ได้แก่ บิดา มารดา คู่สมรส หรือพี่น้อง คิดเป็น 73.3% ของกลุ่มตัวอย่าง

2. ระดับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล และระดับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

2.1 ระดับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล ระดับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลมีคะแนนเฉลี่ยอยู่ที่ 112.83 ± 13.93 และค่ามัธยฐาน 113.5 (IQR 105 - 123)

จำแนกเป็นระดับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตระดับสูง 22 ราย (73.3%) ระดับปานกลาง 8 ราย (26.7%) ระดับต่ำ 0 ราย (0%)

2.2 คุณภาพชีวิตของผู้ป่วย (WHOQOL-BREF-THAI) ระดับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยมีคะแนนเฉลี่ยอยู่ที่ 87.10 ± 16.51 และค่ามัธยฐาน 86.5 (IQR 79 - 98) จำแนกเป็นคุณภาพชีวิตระดับปานกลาง 20 ราย (66.7%) ระดับดี 8 ราย (26.7%) ระดับต่ำ 2 ราย (6.7%)

3. ปัจจัยที่สัมพันธ์กับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล

การวิเคราะห์แบบสองตัวแปรพบว่า จากตัวแปรทั้งหมดที่ศึกษา ได้แก่ ปัจจัยจากผู้ดูแล ปัจจัยจากผู้ป่วย ประสบการณ์การดูแล อาการทางจิตเวชของผู้ป่วย มี 4 ตัวแปรที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญกับระดับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล ได้แก่ การทำร้ายตนเองของผู้ป่วย ($p = 0.031$) ภาวะซึมเศร้าของผู้ป่วย ($p = 0.007$) การมีอาการประสาทหลอน ($p = 0.02$) การแยกตัวจากสังคมของผู้ป่วย ($p = 0.045$) ตัวแปรด้านผู้ดูแลทั้งหมด (อายุ เพศ รายได้ การศึกษา ประวัติสุขภาพจิต) และปัจจัยด้านประสบการณ์การดูแล (ความสัมพันธ์ เวลาที่ดูแล จำนวนผู้ป่วยในความดูแล) ไม่พบความสัมพันธ์กับระดับ TMHLS ($p > 0.05$) ตัวแปรที่มีค่า $p < 0.10$ จากการวิเคราะห์แบบสองตัวแปร ถูกนำเข้าสู่การวิเคราะห์แบบ Logistic regression ผลพบว่าหลังการควบคุมปัจจัยรบกวนพบเพียง 2 ปัจจัยที่ยังคงมีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติกับระดับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล ได้แก่ ภาวะซึมเศร้าของผู้ป่วย (adjusted OR = 15.84, 95% CI 1.17 - 214.97, $p = 0.038$) ซึ่งหมายความว่าผู้ดูแลที่ดูแลผู้ป่วยที่มีภาวะซึมเศร้ามีแนวโน้มที่จะมีระดับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตสูงกว่า และอาการประสาทหลอนของผู้ป่วย (adjusted OR = 24.82, 95% CI 1.12 - 551.65, $p = 0.042$) สะท้อนว่าการดูแลผู้ป่วยที่มี

ตารางที่ 2 ปัจจัยที่สัมพันธ์กับระดับความรอบรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล (การวิเคราะห์แบบสองตัวแปรและพหุตัวแปร)

ตัวแปร	Moderate MHL n = 8 (%)	High MHL n = 22 (%)	Univariate p-value	Unadjusted OR	95% CI	Multivariate p-value	Adjusted OR	95% CI
ภาวะซึมเศร้า								
ไม่มี	5 (71.4%)	2 (28.6%)	0.007*	1	-	0.038*	15.84	1.17 - 214.97
มี	3 (13%)	20 (87%)		16.67	2.17 - 128.18			
อาการประสาทหลอน								
ไม่มี	7 (50%)	7 (50%)	0.020*	1	-	0.042*	24.82	1.12 - 551.65
มี	1 (6.3%)	15 (93.8%)		15.00	1.54 - 146.55			

อาการประสาทหลอนมีความสัมพันธ์กับระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลที่สูงขึ้น ดังแสดงในตารางที่ 2

4. ปัจจัยที่สัมพันธ์กับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

การวิเคราะห์พบว่า ระยะเวลาการป่วยมีความสัมพันธ์กับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยเฉพาะในระดับการวิเคราะห์แบบสองตัวแปร ($OR = 10, p = 0.025$) แต่ความสัมพันธ์ไม่คงนัยสำคัญหลังการปรับปัจจัยร่วม ในขณะที่การมีผู้ดูแลมากกว่าหนึ่งคนเป็นปัจจัยเดียวที่เกี่ยวข้องกับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยได้อย่างมีนัยสำคัญทั้งการวิเคราะห์แบบสองตัวแปร และการวิเคราะห์แบบ Logistic regression (adjusted $OR = 21.13, 95\% CI = 1.44 - 310.94; p = 0.026$) ซึ่งบ่งชี้ว่าการมีผู้ดูแลมากกว่าหนึ่งคนมีความสัมพันธ์กับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยที่ดีกว่า เมื่อเทียบกับผู้ป่วยที่มีผู้ดูแลเพียงคนเดียว ส่วนระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลไม่พบความสัมพันธ์กับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยในโมเดลหุตัวแปร

5. ความสัมพันธ์ระหว่างความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล กับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญระหว่างระดับ TMHLS กับคะแนน WHOQOL ของผู้ป่วยสูง ($p = 0.46$) ในทางกลับกันก็ไม่พบความแตกต่างของคะแนน TMHLS ระหว่างกลุ่มผู้ป่วยที่มี QoL ต่ำ/ปานกลาง กับกลุ่มที่มี QoL สูง ($p = 0.569$)

วิจารณ์

ผลการศึกษาชี้ให้เห็นข้อค้นพบสำคัญสองประการ ประการแรก ระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลมีความสัมพันธ์กับความรุนแรงของอาการทางจิตเวชของผู้ป่วย และประการที่สอง คุณภาพชีวิตของผู้ป่วยนั้นสัมพันธ์กับการได้รับการสนับสนุนทางสังคมมากกว่าระดับความรู้ของผู้ดูแล ซึ่งสะท้อนว่าผลลัพธ์ทั้งสองส่วนนี้อาจถูกกำกับด้วยปัจจัยที่แตกต่างกัน อย่างไรก็ตาม ข้อค้นพบเหล่านี้ควรถูกตีความอย่างระมัดระวัง เนื่องจาก การศึกษานี้เป็นการศึกษาเบื้องต้นที่มีขนาดตัวอย่างค่อนข้างจำกัด

สำหรับระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลพบว่า ปัจจัยพื้นฐานของผู้ดูแล ได้แก่ อายุ เพศ ระดับการศึกษา รายได้ และการเข้าร่วมการอบรมด้านสุขภาพจิต ไม่พบความสัมพันธ์กับระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล ซึ่งแตกต่างจากงานวิจัยบางฉบับที่รายงานว่าปัจจัยด้านประชากรศาสตร์มีอิทธิพลต่อ

ความรู้ด้านสุขภาพจิต^{5,10-13} อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษานี้พบว่าอาการซึมเศร้าและอาการประสาทหลอนของผู้ป่วยมีความสัมพันธ์กับระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล ซึ่งสอดคล้องกับแนวคิดที่ว่า ประสบการณ์ตรงจากการเผชิญอาการทางจิตเวชอาจกระตุ้นให้ผู้ดูแลแสวงหาความรู้เพิ่มเติม และมีโอกาสได้รับคำแนะนำจากบุคลากรสาธารณสุขมากขึ้น ส่งผลให้ระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตเพิ่มสูงขึ้น ข้อค้นพบนี้สนับสนุนกรอบแนวคิดเชิงประสบการณ์ ที่ระบุว่า การได้รับประสบการณ์โดยตรงเกี่ยวกับอาการของผู้ป่วยช่วยเสริมสร้างความรู้ ความเข้าใจ และความสามารถในการตีความสัญญาณเตือน รวมถึงสอดคล้องกับแนวคิดด้านการเผชิญปัญหา ซึ่งเสนอว่าผู้ดูแลที่มีทักษะและองค์ความรู้มากกว่าจะสามารถรับมือกับสถานการณ์กดดันได้อย่างมีประสิทธิภาพมากกว่า และช่วยลดระดับความเครียดระหว่างการดูแลได้^{6,27,28} นอกจากนี้ ผู้ดูแลที่มีระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตสูง มักมีความสามารถในการตรวจจับอาการได้เร็ว และแม่นยำกว่า ความสามารถนี้ช่วยให้ผู้ดูแลขอความช่วยเหลือได้เร็ว ลดความรุนแรงของอาการ และลดความเสี่ยงของเหตุการณ์ฉุกเฉิน^{29,30} และผลการศึกษาที่พบว่าความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลมีความสัมพันธ์กับอาการด้านลบมากกว่าอาการด้านลบนั้น สอดคล้องกับวรรณกรรมในแง่ของเส้นทางการเข้ารับการรักษาที่ระบุว่าอาการด้านลบมีความเด่นชัดและส่งผลกระทบต่อความสงบสุขของครอบครัวมากกว่า จึงเป็นแรงจูงใจให้ผู้ดูแลตระหนักถึงความผิดปกติ และชวนขอความช่วยเหลือหรือความช่วยเหลืออย่างเร่งด่วน³⁷ ในทางตรงกันข้าม อาการด้านลบ เช่น การแยกตัวหรือการขาดแรงจูงใจ มักมีความกำกวมและสังเกตได้ยากกว่า อีกทั้งผู้ดูแลมักตีความผิดว่าเป็นอุปนิสัยส่วนตัวมากกว่าจะตระหนักว่าเป็นอาการของโรคจิตเวช ส่งผลให้การแสวงหาความรู้และการรักษาในกลุ่มนี้เกิดขึ้นช้ากว่า^{30,38} อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้เป็นการศึกษาแบบภาคตัดขวาง การตีความข้างต้นจึงควรถูกพิจารณาในฐานะสมมติฐานที่เป็นไปได้ มากกว่าการสรุปความสัมพันธ์เชิงเหตุและผล

ในทางกลับกัน ผลการศึกษานี้ไม่พบว่าคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยได้รับอิทธิพลจากระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล ซึ่งแตกต่างจากงานวิจัยบางฉบับที่รายงานว่าความรู้ด้านสุขภาพจิตมีความสัมพันธ์กับคุณภาพชีวิตและการดูแล^{15,21} อย่างไรก็ตาม เนื่องจากขนาดตัวอย่างของการศึกษานี้มีจำนวนค่อนข้างน้อย จึงอาจมีความเป็นไปได้ว่าการศึกษามีอำนาจการทดสอบทางสถิติ (statistical power) ไม่เพียงพอที่จะตรวจพบ

ความสัมพันธ์ที่มีขนาดอิทธิพลต่ำถึงปานกลาง ดังนั้นการไม่พบความสัมพันธ์ในงานวิจัยนี้ ไม่สามารถสรุปได้ว่าความสัมพันธ์ดังกล่าวไม่มีอยู่จริง แต่จากการศึกษาที่อาจสันนิษฐานได้ว่าอาจมีตัวแปรด้านสังคมที่มีบทบาทสำคัญมากกว่า โดยผลการศึกษาของเราพบว่าการมีผู้ดูแลร่วมมากกว่า 1 คน เป็นเพียงปัจจัยเดียวที่ยังคงมีนัยสำคัญทางสถิติในโมเดลพหุตัวแปร ซึ่งสอดคล้องกับแนวคิดเรื่องภาระการดูแลและการสนับสนุนทางสังคมที่ชี้ว่า การมีเครือข่ายผู้ดูแลหลายคนสามารถกระจายภาระ ลดความตึงเครียด และเพิ่มทรัพยากรทางสังคมสำหรับการดูแลผู้ป่วยได้^{31,32} รวมทั้ง Stress-Buffering Model ที่อธิบายว่าการได้รับการสนับสนุนช่วยลดผลกระทบจากความเครียดได้³³ อย่างไรก็ตาม เนื่องจากช่วงความเชื่อมั่นของค่าประมาณมีความกว้างค่อนข้างมาก การตีความผลลัพธ์นี้ควรทำด้วยความระมัดระวัง และควรถือว่าเป็นข้อค้นพบเบื้องต้นที่ควรได้รับการศึกษาเพิ่มเติมในกลุ่มตัวอย่างที่มีขนาดใหญ่กว่า นอกจากนี้ กลุ่มตัวอย่างของผู้ป่วยในงานวิจัยนี้มีการวินิจฉัยโรคที่หลากหลาย และผู้ป่วยทั้งหมดสามารถพึ่งพาตนเองในการดำเนินกิจวัตรประจำวันได้ ซึ่งอาจไม่สะท้อนลักษณะของผู้ป่วยจิตเวชโดยรวมที่มีระดับความรุนแรงของโรคแตกต่างกัน นอกจากนี้ การที่ระยะเวลาการเจ็บป่วยของผู้ป่วยมีนัยสำคัญเฉพาะในระดับสองตัวแปรแต่ไม่คงในหลายตัวแปร แสดงให้เห็นว่าระบบสนับสนุนที่เพียงพอสามารถช่วยบรรเทาภาระจากการดูแลระยะยาวได้ สอดคล้องกับการศึกษาก่อนหน้านี้³⁴ ที่รายงานว่าการสนับสนุนทางสังคมมีผลต่อคุณภาพชีวิต อีกมุมหนึ่งคือแม้ว่าผู้ดูแลจะมีระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตสูงแต่ความรู้ยังไม่ถูกแปลงไปสู่พฤติกรรม เช่น ผู้ดูแลอาจรู้วิธีเฝ้าระวังอาการหรือแนวทางการรักษาที่ถูกต้อง แต่เผชิญข้อจำกัดหลายด้าน ได้แก่ ข้อจำกัดด้านทรัพยากร การร่วมมือในการรักษาของผู้ป่วย ความแตกต่างด้านทักษะการปฏิบัติ ซึ่งอาจอธิบายได้ว่าทำไมระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลจึงไม่ส่งผลต่อคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยอย่างชัดเจน^{28,29}

การศึกษานี้มีข้อจำกัดสำคัญที่ควรพิจารณา ประการแรก รูปแบบการศึกษาเป็นแบบภาคตัดขวาง จึงไม่สามารถสรุปความสัมพันธ์เชิงเหตุและผลได้อย่างชัดเจน ประการที่สอง ขนาดตัวอย่างที่ค่อนข้างน้อยอาจทำให้อำนาจการทดสอบทางสถิติไม่เพียงพอ และทำให้ค่าประมาณของ Odds Ratio มีช่วงความเชื่อมั่นที่กว้าง ซึ่งสะท้อนถึงความไม่แน่นอนของค่าประมาณ ประการที่สาม การเก็บข้อมูลใช้วิธี convenience sampling จากโรงพยาบาลตติยภูมิแห่งเดียว จึงอาจจำกัดความสามารถในการอ้างอิง

ผลการศึกษาไปยังประชากรในบริบทอื่น ประการที่สี่ ตัวแปรบางส่วนในงานวิจัยนี้ประเมินโดยใช้แบบสอบถามรายงานตนเอง (self-report) ซึ่งอาจทำให้เกิด bias ได้ ดังนั้นการศึกษาในอนาคตควรเพิ่มขนาดตัวอย่างและขยายการสุ่มตัวอย่างให้ครอบคลุมหลายบริบท เพื่อเพิ่มความแม่นยำของค่าประมาณและยืนยันความสัมพันธ์ที่พบ รวมทั้งควรพิจารณาศึกษาปัจจัยด้านจิตสังคมอื่นๆ ที่อาจมีบทบาทต่อทั้งความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลและคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

สรุป

ระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแล

ผู้ดูแลผู้ป่วยจิตเวชส่วนใหญ่ในการศึกษานี้มีระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตอยู่ในระดับสูง

ความสัมพันธ์ระหว่างความรู้ด้านสุขภาพจิตกับอาการของผู้ป่วย

ระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลมีความสัมพันธ์กับลักษณะอาการทางจิตเวชบางประเภทของผู้ป่วย โดยเฉพาะอาการซึมเศร้าและอาการประสาทหลอน

ความสัมพันธ์ระหว่างความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลกับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

การศึกษานี้ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญระหว่างระดับความรู้ด้านสุขภาพจิตของผู้ดูแลกับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยในการวิเคราะห์พหุตัวแปร

บทบาทของการสนับสนุนทางสังคมต่อคุณภาพชีวิตของผู้ป่วย

การมีผู้ดูแลมากกว่าหนึ่งคนมีความสัมพันธ์กับระดับคุณภาพชีวิตของผู้ป่วยที่ดีกว่า ซึ่งอาจสะท้อนบทบาทของการสนับสนุนทางสังคมในการดูแลผู้ป่วยจิตเวช

ข้อจำกัดของการศึกษาและข้อเสนอสำหรับการวิจัยในอนาคต

เนื่องจากการศึกษานี้มีขนาดตัวอย่างค่อนข้างจำกัด และเป็นการศึกษาแบบภาคตัดขวาง ข้อค้นพบจึงควรถูกตีความในฐานะข้อสังเกตเบื้องต้น และควรได้รับการยืนยันจากการศึกษาในอนาคตที่มีขนาดตัวอย่างใหญ่กว่า และใช้การออกแบบการศึกษาเชิงติดตาม

กิตติกรรมประกาศ

ทีมผู้วิจัยขอขอบคุณ รองศาสตราจารย์แพทย์หญิง กอบหทัย สิทธิธนฤกษ์ และภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์ ศิริราชพยาบาล มหาวิทยาลัยมหิดล ที่กรุณาอนุเคราะห์ แบบสอบถาม Thai Mental Health Literacy Scale (TMHLS)

ผลประโยชน์ขัดกัน (conflict of interest)

ทีมผู้วิจัยไม่มีผลประโยชน์ทับซ้อนใดๆ ไม่ว่าทางตรง หรือทางอ้อมในการดำเนินการวิจัย

การมีส่วนร่วมของผู้นิพนธ์ (authors' contributions)

ศัลลิตา วิเศษสมิต: ออกแบบการศึกษา เก็บข้อมูล วิเคราะห์ข้อมูล และเขียนต้นฉบับบทความ; ณัฐพล โชคไมตรี: ให้คำปรึกษาทางวิชาการ กำกับการออกแบบการศึกษา และ ตรวจสอบแก้ไขบทความ

เอกสารอ้างอิง

1. World Health Organization. Mental disorders [Internet]. Geneva: WHO; 2022 [cited 2024 Mar 4]. Available from: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/mental-disorders>
2. Chan SKW, Tse S, Sit HLT, Hui CLM, Lee EHM, Chang WC, et al. Web-based psychoeducation program for caregivers of first-episode psychosis: an experience of the Chinese population in Hong Kong. *Front Psychol* 2016;7:2006.
3. Jorm AF. The concept of mental health literacy. In: Orkan O, Ullrich B, Levin-Zamir D, Pinheiro P, Sørensen K, editors. *International handbook of health literacy*. Bristol (UK): Policy Press; 2019.
4. Jorm AF. Mental health literacy: public knowledge and beliefs about mental disorders. *Br J Psychiatry* 2000; 177: 396-401.
5. Ababu H, Kassaw C, Temesgen K, Sileshy B, Negash M. Mental health literacy and associated factors among residents living in Dilla town, Gedeo zone, Ethiopia, 2022. *Res Sq* 2022.
6. Fahmy F, Fayad E, Khedr M. Mental health literacy among psychiatric patients' family caregivers. *Alexandria Sci Nurs J* 2023; 25: 118-28.
7. O'Connor M, Casey L. The Mental Health Literacy Scale (MHLS): a new scale-based measure of mental health literacy. *Psychiatry Res* 2015; 229: 511-6.
8. Sittironnarit G, Sri R, Phatharayuttawat S. Psychometric properties of the Thai Mental Health Literacy Scale in sixth-year medical students. *J Ment Health* 2021; 30: 649-55.
9. Phongkasem Khaimuk. Policy of the Department of Mental Health, B.E. 2567 [Internet]. Bangkok: Ministry of Public Health; 2023 [cited 2024 Jul 7]. Available from: <https://dmh.go.th/intranet/p2567/policyDMH2567.pdf>
10. Salloum A, Ismail S. Factors associated with mental health literacy among international postgraduate students. *Int J Public Health Clin Sci* 2020; 7: 14-27.
11. Singh S, Zaki RA, Farid NDN, Kaur K. The determinants of mental health literacy among young adolescents in Malaysia. *Int J Environ Res Public Health* 2022; 19: 3242.
12. Tariku Seboka B, Hailegebreal S, Negash M, Mamo TT, Ali Ewune H, Gilano G, et al. Predictors of mental health literacy and information seeking behavior toward mental health among university students in resource-limited settings. *Int J Gen Med* 2022; 15: 8159-72.
13. Phoa PK, Ab Razak A, Kuay HS, Ghazali AK, Ab Rahman A, Husain M, et al. Predictors of mental health literacy among parents, guardians, and teachers of adolescents in West Malaysia. *Int J Environ Res Public Health* 2023; 20: 825.
14. Bjørnsen HN, Espnes GA, Eilertsen MB, Ringdal R, Moksnes UK. The relationship between positive mental health literacy and mental well-being among adolescents. *J Sch Nurs* 2019; 35: 107-16.
15. Jafari A, Nejatian M, Momeniyan V, Ramezani Barsalani F, Tehrani H. Mental health literacy and quality of life in Iran: a cross-sectional study. *BMC Psychiatry* 2021; 21: 499.
16. Zhang Z, Chen S, Wang X, Liu J, Zhang Y, Mei Y, et al. The relationship between mental health literacy and subjective well-being of young and middle-aged residents: the mediating role of social support. *Int J Ment Health Promot* 2023; 25: 471-83.
17. Boonpichachan P, Panuthai S, Tamdee D. Mental health literacy and psychological well-being among dependent elders. *Nurs J CMU* 2022; 49: 186-99.
18. Yao ZY, Wang T, Yu YK, Li R, Sang X, Fu YN, et al. Mental health literacy and suicidal ideation among Chinese college students: the mediating role of depressive symptoms and anxiety symptoms. *J Affect Disord* 2023;339:293-301
19. Ediriweera HW, Fernando SM, Pai NB. Mental health literacy survey among Sri Lankan carers of schizophrenia and depression. *Asian J Psychiatr* 2012; 5: 246-50.
20. Mohamad MS, Putit Z, Ibrahim F, Sar N. Mental health literacy among family caregivers of schizophrenia patients. *Asian Soc Sci* 2012; 8: 74-82.
21. Phosai W, Boonchu R, Watradul D, Makkaphonlanon K, Thangkathok P. Mental health literacy and quality of life among stroke patients. *Chiang Mai Med J* 2021; 60: 63-74.
22. Thongduang K, Boonchieng W, Chautrakarn S, Ong-Artborirak P. Influence of family caregiver knowledge and behavior on elderly diabetic patients' quality of life in Northern Thailand. *Int J Environ Res Public Health* 2022; 19: 10216.
23. Dong M, Lu L, Zhang L, Zhang YS, Ng CH, Ungvari GS, et al. Quality of life in schizophrenia: a meta-analysis of comparative studies. *Psychiatr Q* 2019; 90: 519-32.
24. Petrovic AD, Barjaktarevic AM, Kostic OZ, Dimitrijevic JM, Mijailovic SS, Gogic AD, et al. Evaluation of quality of life in patients with schizophrenia: an inpatient social welfare institution-based cross-sectional study. *Open Med* 2024;19: 20240947.
25. Mahatnirunkul S. WHOQOL-BREF Thai version [Internet]. Bangkok: Department of Mental Health; [cited 2024 Jul 1]. Available from: <https://dmh.go.th/test/whoqol/>

26. Ministry of Public Health. Barthel Index ADL assessment form [Internet]. Bangkok: Ministry of Public Health; [cited 2024 Jul 1]. Available from: <http://203.157.185.18/download/hosxp/>
27. Jorm AF. Mental health literacy: empowering the community to take action. *Am Psychol* 2012; 67: 231-43.
28. Poreddi V, Thimmaiah R, Math SB. Mental health literacy among caregivers of persons with mental illness. *J Neurosci Rural Pract* 2015; 6: 355-60.
29. Reavley NJ, Jorm AF. Young people's recognition of mental disorders and beliefs about treatment. *Aust N Z J Psychiatry* 2011; 45: 890-8.
30. Furnham A, Swami V. Mental health literacy: a review of what it is and why it matters. *Int Perspect Psychol* 2018; 7: 240-57.
31. Tough H, Brinkhof MW, Siegrist J, Fekete C. Untangling the role of social relationships in caregiver burden and health. *BMC Public Health* 2022; 22:14127.
32. Almulla H, Aljaloud O, Almulla H, Nasser S. Caregiver burden, perceived stress, and social support among parents of chronically ill children in Saudi Arabia. *BMC Nurs* 2024;23:811.
33. Cohen S, Wills TA. Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychol Bull* 1985; 98: 310-57.
34. Chappell NL, Reid RC. Burden and well-being among caregivers. *Gerontologist* 2002; 42: 772-80.
35. Pearlin LI, Mullan JT, Semple SJ, Skaff MM. Caregiving and the stress process. *Gerontologist* 1990; 30:583-94.
36. Gellert P, Häusler A, Suhr R, Mösch E, Hütter P, Werle J, et al. Testing the stress-buffering hypothesis in couples coping with early-stage dementia. *PLoS One* 2018; 13: e0189849.
37. Norman RM, Malla AK, Verdi MB, Hassall LD, Fazekas C. Understanding delay in treatment for first-episode psychosis. *Psychol Med* 2004; 34: 255-66.
38. Toohey MJ, Muralidharan A, Medoff D, Lucksted A, Dixon L. Caregiver positive and negative appraisals: effects of the National Alliance on Mental Illness Family-to-Family intervention. *J Nerv Ment Dis* 2016; 204: 156-9.

ความเชื่อถือได้และความแม่นยำของแบบวัดการปรับตัวทางสังคมและการทำงานฉบับภาษาไทยในผู้ป่วยนอกแผนกจิตเวชที่ไม่มีอาการโรคจิต

ศศิภางค์ แซ่มชื่น*, มนัสพร มานัสสถิตย์*, พิชญวดี จิตตโรภาส*, รัตนา สายพานิชย์*, ปัญจภรณ์ วาฬิประโคน*, ธนาวัตี ประชาสันต์*

*ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ เพื่อพัฒนาและประเมินความเชื่อมั่น ความตรง และความไวต่อการเปลี่ยนแปลงของแบบวัดการปรับตัวทางสังคมและการทำงานฉบับภาษาไทย (Work and Social Adjustment Scale, WSAS) ในผู้ป่วยนอกแผนกจิตเวชที่ไม่มีอาการโรคจิต

วิธีการศึกษา การศึกษานี้เป็นการวิเคราะห์ข้อมูลทุติยภูมิ โดยใช้ชุดข้อมูลผู้ป่วยจิตเวชที่ไม่มีอาการโรคจิต (อายุ 18 - 65 ปี) ซึ่งเข้ารับการรักษากับแผนกผู้ป่วยนอก โรงพยาบาลรามาธิบดี และสถาบันการแพทย์จักรีนฤเบดินทร์ จำนวน 159 คน ผู้เข้าร่วมวิจัยทำแบบประเมิน WSAS, Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9), Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7) และ World Health Organization-5 Well-Being Index (WHO-5) ในครั้งแรกที่มาปรึกษา และทำแบบประเมินซ้ำหลังจากนั้น 6 - 8 สัปดาห์ ผู้วิจัยตรวจสอบความตรงเชิงโครงสร้างด้วยการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน ประเมินความสอดคล้องภายในของเครื่องมือด้วยค่า Cronbach's alpha ประเมินความตรงเชิงโครงสร้างระหว่างแบบประเมิน WSAS กับแบบประเมิน PHQ-9, GAD-7 และ WHO-5 ด้วยค่าสหสัมพันธ์ของ Spearman และประเมินความไวต่อการเปลี่ยนแปลงด้วยการเปรียบเทียบการเปลี่ยนแปลงของคะแนน WSAS ระหว่างกลุ่มที่ตอบสนองและไม่ตอบสนองต่อการรักษาด้วย Mann-Whitney U test โดยนิยามการตอบสนองการรักษามาจากการลดลงของคะแนน PHQ-9 หรือ GAD-7 อย่างน้อยร้อยละ 50

ผลการศึกษา ผู้เข้าร่วมมีอายุเฉลี่ย 33.9 ปี (ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน 12.8 ปี) ส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง (ร้อยละ 73.0) การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันพบว่า โมเดลองค์ประกอบเดียวที่อนุญาตให้ความคลาดเคลื่อนของข้อคำถามที่ 3 (ด้านกิจกรรมยามว่างทางสังคม) และ 5 (ด้านความสัมพันธ์ใกล้ชิด) สัมพันธ์กัน มีความสอดคล้องกับข้อมูลในระดับดีเยี่ยม ($\chi^2 (4) = 2.12, p = .714$, CFI = 1.000, TLI = 1.010, RMSEA = 0.000 [90% CI: 0.000, 0.089], SRMR = 0.010) และค่าน้ำหนักองค์ประกอบมาตรฐานของทั้ง 5 ข้อคำถามมีขนาดใหญ่ (พิสัย: .709 - .838, $p < .001$) ค่าความสอดคล้องภายในของแบบประเมิน WSAS อยู่ในระดับดีมาก (Cronbach's $\alpha = 0.897$) คะแนนรวมของ WSAS มีความสัมพันธ์เชิงบวกอย่างมากกับอาการซึมเศร้า (PHQ-9: $p = 0.717$, $p < .001$) และวิตกกังวล (GAD-7: $p = 0.662$, $p < .001$) และมีความสัมพันธ์เชิงลบในระดับปานกลางกับสุขภาวะ (WHO-5: $p = -0.552$, $p < .001$) การทดสอบความไวต่อการเปลี่ยนแปลงพบว่า กลุ่มที่ตอบสนองต่อการรักษามีคะแนน WSAS ลดลงจากระดับเริ่มต้นมากกว่ากลุ่มที่ไม่ตอบสนองต่อการรักษาอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p < .001$)

สรุป แบบประเมิน WSAS มีความเชื่อมั่น ความตรง และความไวต่อการเปลี่ยนแปลงทางคลินิกในระดับดี ในการประเมินความบกพร่องในการทำหน้าที่ในกลุ่มผู้ป่วยนอกแผนกจิตเวชชาวไทยที่ไม่มีอาการโรคจิต ซึ่งสนับสนุนการนำแบบประเมินนี้ไปใช้ในการติดตามผลการรักษา และประเมินการฟื้นคืนความสามารถในการทำหน้าที่ในบริบทวิชาชีพไทย

คำสำคัญ ความบกพร่องในการทำหน้าที่ แบบวัดการปรับตัวทางสังคมและการทำงานฉบับภาษาไทย ความเชื่อถือได้ ความแม่นยำ

Corresponding author: ธนาวัตี ประชาสันต์

ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล

E-mail: thanavadee.pra@mahidol.edu

วันรับ 23 กุมภาพันธ์ 2569 วันแก้ไข 8 เมษายน 2569 วันตอบรับ 21 เมษายน 2569

Reliability and Validity of the Thai Version of the Work and Social Adjustment Scale in Non-Psychotic Psychiatric Outpatients

Sasipang Chamchuen*, Manusporn Manatsathit*, Pitchayawadee Chittaropas*, Ratana Saipanish*, Punjaporn Waleeprakhon*, Thanavadee Prachason*

*Department of Psychiatry, Faculty of Medicine Ramathibodi Hospital, Mahidol University

ABSTRACT

Objective: To develop and evaluate the reliability, validity, and sensitivity to change of the Thai version of the Work and Social Adjustment Scale (WSAS) in non-psychotic psychiatric outpatients.

Methods: This study used secondary data derived from 159 non-psychotic psychiatric outpatients (age 18 - 65 years) who visited the psychiatric outpatient clinics at Ramathibodi Hospital and Chakri Naruebodindra Medical Institute. The participants completed the WSAS, Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9), Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7), and World Health Organization-5 Well-Being Index (WHO-5) at their first visit to the clinics and 6 – 8 weeks later. Internal consistency was assessed using Cronbach's alpha. Construct validity was assessed using confirmatory factor analysis (CFA). Convergent validity was examined using Spearman's rank correlations between WSAS and measures of depression (PHQ-9), anxiety (GAD-7), and well-being (WHO-5). Sensitivity to change was evaluated by comparing the changes in WSAS scores between treatment responders, defined as those with $\geq 50\%$ reduction in PHQ-9 or GAD-7 scores, and non-responders, using the Mann-Whitney U test.

Results: The mean age (standard deviation, SD) of participants was 33.9 (12.8) years. Most were female (73.0%). The WSAS demonstrated excellent internal consistency (Cronbach's $\alpha = 0.897$). CFA revealed an excellent fit for a modified one-factor model, allowing correlated errors between Items 3 (social leisure activities) and 5 (close relationship) ($\chi^2 (4) = 2.12, p = .714, CFI = 1.000, TLI = 1.010, RMSEA = 0.000 [90\% CI: 0.000, 0.089], SRMR = 0.010$), and large standardized factor loadings of all 5 items (range: .709 - .838, all $ps < .001$). The total scores of WSAS were strongly positively correlated with depressive symptoms (PHQ-9: $\rho = 0.717, p < .001$) and anxiety symptoms (GAD-7: $\rho = 0.662, p < .001$), and moderately negatively correlated with well-being (WHO-5: $\rho = -0.552, p < .001$). Assessing sensitivity to changes showed that treatment responders showed greater reductions in WSAS scores from baseline compared with non-responders ($p < .001$).

Conclusion: The WSAS is a reliable, valid, and clinically sensitive measure of functional impairment in Thai non-psychotic psychiatric outpatients. Its strong psychometric properties and responsiveness to clinical change support its use in routine outcome monitoring and evaluation of treatment-related functional recovery in Thai mental health settings.

Keywords: functional impairment, Work and Social Adjustment Scale Thai version, reliability, validity

Corresponding author: Thanavadee Prachason

E-mail: thanavadee.pra@mahidol.edu

Received: 23 February 2026 Revised: 8 April 2026 Accepted: 21 April 2026

INTRODUCTION

Functional impairment is a defining characteristic of psychiatric disorders, shaping both clinical presentation and patient quality of life.¹ Beyond symptom severity, the degree to which mental illness interferes with occupational roles, domestic responsibilities, and social functioning reflects the lived burden of disease.² A reliable assessment of this dimension is therefore crucial for guiding treatment decisions, monitoring progress, and evaluating the outcomes of interventions.

Among disability measurements, the Work and Social Adjustment Scale (WSAS) has emerged as a practical self-report measure of functional impairment due to its brevity, sensitivity, and ease of use. It was designed as a versatile scale for an identified problem and was originally used to study the treatment of depression and anxiety.³ Comprising five items covering work, home management, social leisure, private leisure, and interpersonal relationships, the WSAS has demonstrated strong psychometric properties across a wide range of clinical populations^{3,4}, including youth.^{5,6} Compared with broader or more time-intensive disability measures, such as the World Health Organization Disability Assessment Schedule Two (WHODAS 2.0), the Sheehan Disability Scale (SDS), or the Global Assessment of Functioning (GAF), the WSAS offers a concise, clinically focused assessment that remains highly responsive to treatment-related change.^{7,8} This combination of practicality and robustness has contributed to its widespread adoption and growing use in routine outcome monitoring.

Cross-cultural validation studies have further established the robustness of the WSAS. Evidence from Denmark⁹, Norway^{10,11}, Portugal¹², Spain^{13,14}, Germany¹⁵, and China¹⁶ consistently supports its unidimensional structure, high internal consistency, and meaningful associations with psychiatric symptoms. However, the WSAS has not yet been studied in Thai populations. This represents a critical gap, given Thailand's unique cultural context and the rising public health burden of mental disorders. A Thai validation is necessary to ensure both linguistic and conceptual equivalence, enabling clinicians

to reliably assess functional impairment and compare outcomes internationally.

Therefore, this study aimed to develop and assess the validity, reliability, and sensitivity to change of the Thai version of the WSAS in a psychiatric outpatient setting, where patient-reported functional impairment would be particularly helpful to a busy clinician in providing more comprehensive, patient-centered care within a time-limited service. We hypothesized that the Thai version of the WSAS would be unidimensional and exhibit good internal consistency, similar to the original English version.³ Besides, WSAS scores were hypothesized to be positively correlated with depression and anxiety but negatively correlated with well-being. These correlations were expected to be moderate, reflecting the distinctiveness yet relatedness of the WSAS to well-established clinically relevant constructs. Finally, we hypothesized that changes in WSAS scores would be associated with clinical responses to treatment, supporting its utility in monitoring functional recovery.

METHODS

Participants and Procedure

This study utilized secondary data from a project investigating the psychometric properties of the Thai version of the Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7) in non-psychotic psychiatric outpatients (Manuscript in preparation). Participants were enrolled at their first visit to the psychiatric outpatient clinics of Ramathibodi Hospital or Chakri Naruebodindra Medical Institute. Inclusion criteria were 1) age 18 - 65 years, and 2) the ability to read and understand Thai. Exclusion criteria were 1) having psychotic symptoms, 2) having serious brain disease or health problems causing communication difficulty, and 3) refusing to join the research or withdrawing consent during the study. After obtaining informed consent, participants were asked to provide their demographic information and complete a set of questionnaires at their first visit to the outpatient units. The clinical diagnosis for their presenting problem was also obtained from the medical records. At 6-to-8-week

follow-up, the participants were asked to complete the same set of questionnaires to assess their clinical changes. In this study, we utilized the entire sample enrolled in the study, comprising 159 participants, to maximize the power of the analysis. Exemption of informed consent to use the data for the current analysis was approved by the Ethics Committee of the Faculty of Medicine, Ramathibodi Hospital, Mahidol University (MURA2025/660). This study was reported according to the COSMIN Reporting Guideline for studies on measurement properties.¹⁷

Development of Thai-version WSAS

The Work and Social Adjustment Scale (WSAS) is a 5-item self-report measure assessing functional impairment contributed by an identified problem across key domains of daily life: work (Item 1), home management (Item 2), social leisure activities (Item 3), private leisure activities (Item 4), and close relationships (Item 5).³ The permission to translate the original WSAS into Thai was obtained from the copyright holder. The development of the WSAS-Thai was then conducted in accordance with the principle of good practices for translation and cultural adaptation of patient-reported outcome measures.¹⁸ Briefly, two independent psychiatrists translated the English version of WSAS into Thai. Thereafter, a third psychiatrist gathered with the two forward translators to discuss and reconcile the differences into a consensus, which was later back-translated by a bilingual native English speaker. A review of the back translation was performed to ensure the conceptual equivalence of the WSAS-Thai to the original version. Subsequently, cognitive debriefing was conducted by a mental health professional and a layperson who had not seen the original version, which suggested a modified translation for Item 3. Specifically, the translation for the term “dating” was changed from “การนัดพบ” to “การนัดเดท”, and that for the term “home entertaining”, from “ความบันเทิงภายในบ้าน” to “เชิญแขกมาที่บ้าน”. The final Thai version of the WSAS consists of five statements with similar sentence structure: “เป็นเพราะสภาพจิตใจของฉัน ทำให้ (functioning) แย่ลง”. The five domains of functioning were translated as

“ความสามารถในการทำงานของฉัน”, “การจัดการสิ่งต่างๆ ภายในบ้าน (ทำความสะอาด เก็บกวาด ซักผ้าของ ทำอาหาร ดูแลบ้านหรือเด็กๆ การจ่ายบิล)”, “กิจกรรมยามว่างทางสังคม ของฉัน (ร่วมกับผู้อื่น เช่น งานเลี้ยง เทียวบาร์ เทียวคลับ ไปเที่ยว ไปเยี่ยมเยียน การนัดเดท เชิญแขกมาที่บ้าน)”, “กิจกรรมยามว่างส่วนตัวของฉัน (ที่ทำเพียงลำพัง เช่น อ่านหนังสือ ทำสวน สะสมของ เย็บปักถักร้อย เดินเล่นคนเดียว)”, and “ความสามารถ ในการสร้างและรักษาความสัมพันธ์ใกล้ชิดสนิทสนมกับผู้อื่น รวมถึงคนที่ฉันใช้ชีวิตอยู่ด้วย”. Each item is rated on a 9-point scale from 0 (“ไม่เลย” indicating “not at all impaired”) to 8 (“รุนแรงมาก” indicating “very severely impaired”). Scores are summed to give a total between 0 and 40. A higher score indicates greater functional impairment.

Measurements

Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9, Thai version)

The PHQ-9 is a brief screening tool for depression.¹ It contains nine items based on the diagnostic criteria for major depressive disorder. Each item is rated on a 4-point scale from 0 (“not at all”) to 3 (“nearly every day”). The total score ranges from 0 to 27, with higher scores reflecting more severe depressive symptoms. The PHQ-9 demonstrated excellent reliability in this sample (Cronbach’s $\alpha = 0.893$).

Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7, Thai version)

The GAD-7 measures the severity of anxiety symptoms.²⁰ It has seven items, each rated on a 4-point scale from 0 (“not at all”) to 3 (“nearly every day”). Scores are added to produce a total score between 0 and 21. Higher scores indicate greater anxiety severity. Internal consistency in the present study was excellent (Cronbach’s $\alpha = 0.892$).

World Health Organization-5 Well-Being Index (WHO-5, Thai version)

The WHO-5 is a short scale that measures psychological well-being.²¹ It has five items asking about positive mood, vitality, and general interest. Each is rated from 0 (“at no time”) to 5 (“all of the time”). The raw total (0 - 25) is multiplied by 4 to give a percentage score from

0 to 100, where higher scores indicate better well-being. The WHO-5 showed excellent reliability in the current sample (Cronbach's $\alpha = 0.882$).

Statistical Analyses

All analyses were performed using Stata 16.1 SE. There were no missing values for any of the measurement items (WSAS, PHQ-9, GAD-7, and WHO-5). However, some missing data were present in demographic variables, as shown in Table 1. The evaluation of the WSAS was carried out in four steps. First, confirmatory factor analysis (CFA) was conducted to examine the factor structure of the WSAS based on a one-factor model, using the maximum likelihood estimator. The criteria for acceptable model fit were root mean square error of approximation (RMSEA) $< .08$, Comparative Fit Index (CFI) $> .95$, Tucker–Lewis index (TLI) $> .95$, and Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) $< .08$ ²². The chi-square statistic (χ^2) was also reported; however, given its sensitivity to sample size, it was not used as the primary criterion for model rejection. In cases of suboptimal fit, modification indices (MIs) were inspected to identify potential sources of local misfit. Second, the internal consistency was assessed using Cronbach's alpha, which reflects the scale's internal reliability. Third, convergent validity was assessed by testing the correlations between WSAS total scores and the PHQ-9, GAD-7, and WHO-5. Due to the non-normal distribution of WSAS scores, Spearman's rank correlation was used. Finally, sensitivity to change was examined in the subgroup of participants with clinically significant depression (PHQ-9 ≥ 10) or anxiety (GAD-7 ≥ 10) at baseline who also completed the questionnaires at the follow-up visit. Of the total sample, only participants who completed both baseline and follow-up assessments were included in this analysis. The baseline and follow-up scores, and changes from baseline in the WSAS total and its five domain scores were then compared between treatment responders, defined by $\geq 50\%$ reduction in PHQ-9 or GAD-7 total scores, and treatment non-responders, using the Mann–Whitney U test. Rank-biserial correlation coefficients (r_{rb}) were calculated to reflect the

effect sizes of the WSAS score differences between groups. All statistical tests were two-tailed, with significance set at $p < 0.05$.

RESULTS

Sample Characteristics

A total of 159 participants were included in the analysis. The mean age was 33.9 years (SD = 12.8, range 18 - 65), and the majority were female (73.0%). Most participants were single (66.0%) and had completed secondary education or higher (66.0%). One hundred and seventeen (73.6%) and 91 (57.2%) participants met the criteria for clinically significant depression (PHQ-9 ≥ 10) and anxiety (GAD-7 ≥ 10), respectively, with 84 (52.8%) meeting both. The median (interquartile range, IQR) PHQ-9 and GAD-7 scores were 14.0 (9.0 - 19.0) and 10.0 (7.0 - 15.0), respectively. The median (IQR) WHO-5 score was 36.0 (20.0 - 52.0), suggesting relatively low baseline subjective well-being. At follow-up, 68 (42.8%) participants dropped out of the study, leaving 91 (57.2%) for the sensitivity-to-change analysis. No statistically significant differences in baseline characteristics between the completers and non-completers were observed (Table 1).

Construct Validity

Following the original study³, a one-factor CFA model was fitted to the baseline WSAS data, yielding standardized factor loadings ranging from 0.686 (Item 1) to 0.891 (Item 5) (Figure 1a). Goodness of fit test revealed adequate fit on most indices (CFI = 0.977, TLI = 0.955, SRMR = 0.030), except for the chi-square test (χ^2 (5) = 15.67, $p = .008$) and RMSEA (0.116 [90% CI: 0.054, 0.184]). Subsequent inspection of modification indices suggested correlated error between Items 3 (social leisure activities) and 5 (close relationship) (MI = 15.1). Allowing a correlation between the residuals of Items 3 and 5 yielded an excellent model fit (χ^2 (4) = 2.12, $p = .714$, CFI = 1.000, TLI = 1.010, RMSEA = 0.000 [90% CI: 0.000, 0.089], SRMR = 0.010). The LR test confirmed that the modified model fit significantly better than the baseline model, $\Delta\chi^2$ (1) = 13.55, $p < .001$. All standardized factor loadings in the

modified model were large and statistically significant (range: .709 - .838, all p s < .001) (Figure 1b).

Reliability

The WSAS demonstrated excellent internal consistency with Cronbach's alpha of 0.897. Regarding item-level reliability, Item 5 (impairment in close relationships) demonstrated the highest item-test correlation, indicating a strong contribution to the overall WSAS construct (Table 2). Consistently, removal of this item resulted in the greatest reduction in Cronbach's alpha. On the other hand, Item 1 (impairment in the ability to work) showed the lowest item-test correlation, and its removal had the smallest effect on Cronbach's alpha (Table 2).

Convergent Validity

Spearman's correlation analyses showed that higher WSAS total scores were strongly associated with greater depressive symptoms (PHQ-9: $\rho = 0.717$, $p < .001$)

and anxiety symptoms (GAD-7: $\rho = 0.662$, $p < .001$), and moderately to strongly negatively associated with well-being (WHO-5: $\rho = -0.552$, $p < .001$) (Table 3). At the item level, Item 5 (impairment in close relationships) showed the strongest correlation with both depressive symptoms ($\rho = 0.653$, $p < .001$) and anxiety ($\rho = 0.615$, $p < .001$). In contrast, Item 4 (impairment in private leisure activities) was most strongly associated with lower well-being ($\rho = -0.541$, $p < .001$) (Table 3).

Sensitivity to Change

Among 91 participants completing both baseline (visit 1) and follow-up (visit 2) assessments, 67 (73.6%) and 51 (56.0%) met the criteria for clinically significant depression (PHQ-9 ≥ 10) and anxiety (GAD-7 ≥ 10), respectively, with 47 (51.6%) meeting both. At baseline, the total WSAS and all domain scores were comparable between treatment responders and non-responders for

Table 1 Sample characteristics.

Characteristics	Total (N = 159)	Completer (N = 91)	Non-completer (N = 68)	p-value
Age (years) ^a , median (IQR)	29.5 (24.0 - 41.0)	31 (25.0 - 45.0)	27 (23.0 - 37.0)	.086
Gender, n (%)				.616
Male	43 (27.0)	26 (28.6)	17 (25.0)	
Female	116 (73.0)	65 (71.4)	51 (75.0)	
Marital status, n (%)				.396
Single	105 (66.0)	60 (65.9)	45 (66.2)	
Married/De facto	48 (30.2)	26 (28.6)	22 (32.4)	
Divorced/Separated/Widowed	6 (3.8)	5 (5.5)	1 (1.5)	
Education, n (%)				.047
Secondary school or vocational certification	39 (24.5)	16 (17.6)	23 (33.8)	
Higher vocational certification, associate degree, Bachelor's degree	105 (66.0)	67 (73.6)	38 (55.9)	
Master's or Doctoral degree	15 (9.4)	8 (8.8)	7 (10.3)	
Work status, n (%)				.284
Unemployed/Retired	30 (18.9)	15 (16.5)	15 (22.1)	
Students	29 (18.2)	14 (15.4)	15 (22.1)	
Employed	100 (62.9)	62 (68.1)	38 (55.9)	

Table 1 Sample characteristics. (con)

Monthly income (Baht), n (%)			
less than 10,000	43 (27.0)	19 (21.6)	24 (36.9)
10,000 - 29,999	66 (41.5)	41 (46.6)	25 (38.5)
30,000 - 49,999	28 (17.6)	16 (18.2)	12 (18.5)
50,000 - 99,999	16 (10.5)	12 (13.6)	4 (6.2)
missing	6 (3.8)		
Psychiatric Diagnosis ^b , n (%)			.588
Depressive disorder	55 (34.6)	33 (36.3)	22 (32.4)
Anxiety disorder	38 (25.5)	26 (28.6)	12 (17.7)
Adjustment disorder	32 (20.1)	15 (16.5)	17 (25.0)
Insomnia disorder	13 (10.7)	7 (7.7)	6 (8.8)
Bipolar disorder	6 (3.8)	3 (3.3)	3 (4.4)
Others ^c	15 (9.4)	7 (7.7)	8 (11.7)
Total PHQ-9, median (IQR)	14.0 (9.0 - 19.0)		
Total GAD-7, median (IQR)	10.0 (7.0 - 15.0)		
Total WHO-5, median (IQR)	36.0 (20.0 - 52.0)		

^a N = 158 due to missing data

^b In case of dual diagnosis, the classification was based on the primary diagnosis for the presenting problem.

^c Other diagnoses include shift work disorder, ADHD, trichotillomania, OCD, Parkinson's disease, mental disorder NOS, memory impairment, unspecified mood disorder, and nicotine dependence.

Note: SD, standard deviation; IQR, interquartile range; PHQ-9, Patient Health Questionnaire-9; GAD-7, Generalized Anxiety Disorder-7; WHO-5, World Health Organization-5 Well-Being Index.

Table 2 Descriptive statistics of WSAS and its internal reliability (N = 159)

WSAS	Median (IQR)	Item-test correlation	Item-rest correlation	Cronbach's alpha if the item is deleted
Item 1: ability to work	4 (2 - 6)	0.783	0.659	0.894
Item 2: home management	3 (2 - 6)	0.853	0.768	0.871
Item 3: social leisure activities	4 (2 - 6)	0.859	0.771	0.869
Item 4: private leisure activities	3 (1 - 6)	0.830	0.725	0.880
Item 5: close relationships	4 (2 - 6)	0.887	0.814	0.859
Full scale	19 (10 - 28)			0.897*

* Cronbach's alpha of the full-scale WSAS

Note: IQR, interquartile range; WSAS, Work and Social Adjustment Scale.

depression (Table 4). For anxiety, treatment responders had significantly higher scores at baseline for the overall functional impairment (total WSAS), and impairments in

social (Item 3) and private (Item 4) leisure activities (all $p < .05$, Table 4). However, treatment responders for both depression and anxiety showed significantly lower scores

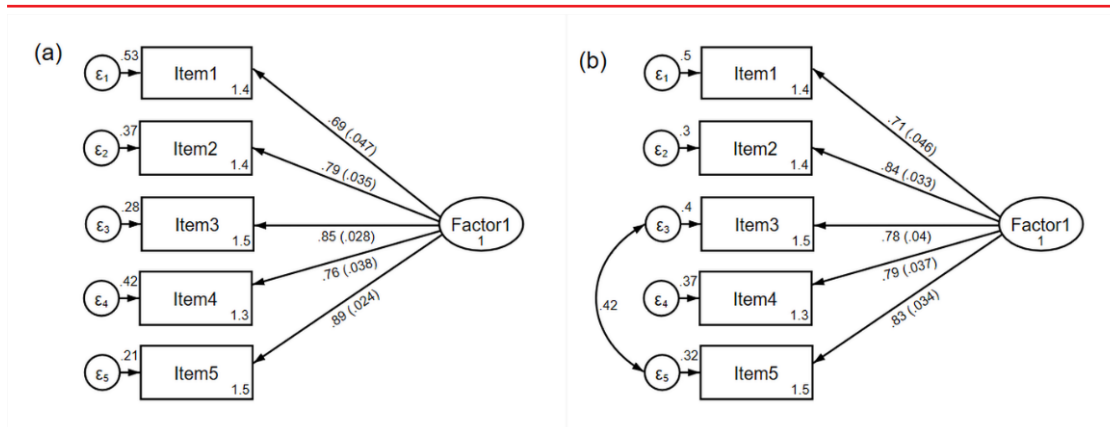


Figure 1 Confirmatory factor analysis of WSAS-Thai (a) initial one-factor model, (b) modified one-factor model with correlated residuals between Item 3 and 5

Note: Standardized factor loadings (standard errors) were shown

Table 3 Spearman's correlations of WSAS with depression, anxiety, and well-being (N = 159)

WSAS	PHQ-9	GAD-7	WHO-5
Total	0.717	0.662	-0.552
Item 1: ability to work	0.551	0.489	-0.375
Item 2: home management	0.644	0.566	-0.447
Item 3: social leisure activities	0.563	0.566	-0.499
Item 4: private leisure activities	0.634	0.584	-0.541
Item 5: close relationships	0.653	0.615	-0.487

Note: All correlations were statistically significant at $p < .001$. Abbreviations: WSAS, Work and Social Adjustment Scale; PHQ-9, Patient Health Questionnaire-9; GAD-7, Generalized Anxiety Disorder-7; WHO-5, World Health Organization-5 Well-Being Index.

of total WSAS and all its domains at follow-up than the non-responders (all $p < .01$), with significantly larger changes in total WSAS and all domain scores from baseline (all $p < .05$, Table 4). The differences in reduction of WSAS total and domain scores between treatment responders and non-responders were mostly large ($r_{rb} > 0.5$), except Item 3 (social leisure activities) ($r_{rb} = -0.43$) for depression and Item 1 (work) and 2 (home management) for anxiety (both $r_{rb} = -0.38$) (Table 4).

DISCUSSION

This study aimed to translate, culturally adapt, and psychometrically evaluate the Thai version of the WSAS in a clinical sample of non-psychotic psychiatric outpatients. Overall, the findings provide strong evidence that the WSAS is a reliable, valid, and clinically sensitive

measure of functional impairment in Thai mental healthcare settings. The results align closely with international research across diverse cultural contexts, while also offering new evidence on the WSAS's sensitivity to clinical change in Thai populations.

Construct Validity

The initial one-factor model demonstrated good fit on most indices except for RMSEA. As suggested by modification indices, allowing a correlation between residuals of Items 3 and 5 significantly improved model fit to excellent, aligning with prior reports from Norway¹¹ and Germany.¹⁵ This is not surprising as Items 3 (social leisure activities) and 5 (close relationships) both assess impairment in social functioning. Such cross-language convergence suggests that the overlap between these

Table 4 Comparison of median (IQR) of WSAS scores between treatment responders and non-responders for depression and anxiety

WSAS		Depression				Anxiety			
		Responder (N = 31)	Non-responder (N = 36)	r_{rb}	p-value	Responder (N = 28)	Non-responder (N = 23)	r_{rb}	p-value
Total	Baseline	23.0 (16.0, 30.0)	23.0 (16.0, 30.0)	0.15	.285	26.0 (19.5, 32.0)	20.0 (12.0, 27.0)	0.38	.022
	Follow-up	4.0 (2.0, 9.0)	20.0 (11.5, 26.0)	-0.75	<.001	6.5 (2.5, 17.0)	20.0 (10.0, 26.0)	-0.54	.001
	Change	-18.0 (-24.0, -5.0)	-2.0 (-11.0, 11.0)	-0.62	<.001	-16.5 (-24.0, -6.5)	-2.0 (-12.0, -11.0)	-0.58	<.001
Item 1: ability to work	Baseline	5.0 (2.0, 6.0)	4.0 (3.0, 6.0)	0.05	.735	6.0 (3.0, 6.5)	4.0 (3.0, 6.0)	0.13	.419
	Follow-up	1.0 (0.0, 2.0)	4.0 (2.0, 6.0)	-0.69	<.001	2.0 (0.0, 3.5)	4.0 (2.0, 5.0)	-0.44	.006
	Change	-4.0 (-5.0, -1.0)	-0.5 (-2.0, 1.5)	-0.51	<.001	-3.5 (-5.0, -0.5)	-1.0 (-3.0, 1.0)	-0.38	.020
Item 2: home management	Baseline	4.0 (2.0, 6.0)	3.0 (2.0, 6.0)	0.07	.626	4.5 (3.0, 6.0)	4.0 (2.0, 6.0)	0.15	.367
	Follow-up	0.0 (0.0, 2.0)	4.0 (2.0, 5.5)	-0.69	<.001	1.0 (0.0, 3.0)	3.0 (2.0, 5.0)	-0.47	.004
	Change	-3.0 (-5.0, -1.0)	0.0 (-2.0, 2.0)	-0.57	<.001	-3.0 (-4.5, -1.0)	0.0 (-3.0, 2.0)	-0.38	.019
Item 3: social leisure activities	Baseline	5.0 (2.0, 7.0)	4.0 (2.0, 6.0)	0.07	.625	6.0 (3.0, 7.0)	4.0 (2.0, 5.0)	0.40	.014
	Follow-up	1.0 (0.0, 2.0)	4.0 (2.0, 6.5)	-0.58	<.001	2.0 (0.0, 3.5)	4.0 (2.0, 7.0)	-0.43	.008
	Change	-3.0 (-6.0, 0.0)	0.0 (-2.0, 2.0)	-0.43	.002	-3.0 (-6.0, -2.0)	1.0 (-2.0, 3.0)	-0.61	<.001
Item 4: private leisure activities	Baseline	5.0 (2.0, 7.0)	3.5 (2.0, 6.0)	0.20	.156	6.0 (3.0, 7.0)	3.0 (2.0, 6.0)	0.44	.006
	Follow-up	0.0 (0.0, 1.0)	4.0 (2.0, 5.5)	-0.69	<.001	0.0 (0.0, 3.0)	5.0 (2.0, 6.0)	-0.56	.001
	Change	-4.0 (-6.0, 0.0)	0.0 (-2.0, 3.0)	-0.57	<.001	-4.0 (-6.5, -1.0)	0.0 (-2.0, 3.0)	-0.60	<.001
Item 5: close relationships	Baseline	5.0 (3.0, 7.0)	4.0 (2.0, 6.0)	0.16	.270	5.0 (4.0, 7.0)	5.0 (2.0, 6.0)	0.30	.068
	Follow-up	1.0 (0.0, 2.0)	3.0 (2.0, 6.0)	-0.67	<.001	0.0 (2.0, 3.0)	4.0 (2.0, 6.0)	-0.47	.004
	Change	-4.0 (-5.0, -1.0)	0.0 (-2.5, 1.5)	-0.56	<.001	-4.0 (-5.0, -1.0)	0.5 (-4.0, 2.0)	-0.55	.001

Note: p <.05 is bolded. Abbreviations: WSAS, Work and Social Adjustment Scale; r_{rb} , rank-biserial correlation coefficient

two items reflects a substantive feature of the construct rather than a sample-specific artifact. All factor loadings were large and significant (range: .709 - .838), supporting strong item-factor relationships and indicating that each item is a reliable indicator of functional impairment. These results provide support for the construct validity of the Thai version of the WSAS and suggest a unidimensional structure consistent with existing versions.^{3,11,15}

Reliability

The internal consistency of the WSAS was excellent (Cronbach's $\alpha = 0.897$), comparable to the original scale.³ Similarly, prior cross-cultural validations in multiple countries, including Spain, Norway, Germany, and China, have reported the alpha values ranging from 0.80 to 0.90.^{9-11,13-16} The present results, therefore, support the scale's stability and coherence in the Thai cultural context.

Convergent Validity

As hypothesized, the total scores of WSAS showed positive correlations with PHQ-9 and GAD-7, and a negative correlation with WHO-5 scores. Such findings indicate that higher levels of functional impairment were associated with more severe depressive and anxiety symptoms and a lower level of well-being. The magnitude of the correlations between WSAS and PHQ-9 ($\rho = 0.72$) and GAD-7 ($\rho = 0.67$) aligns closely with findings from Spanish, German, and Norwegian validation studies, which have consistently reported moderate-to-strong correlations between functional impairment and symptom severity.^{11,12,14-16} Furthermore, the moderate inverse correlation between WSAS and WHO-5 ($\rho = -0.55$) supports the conceptual distinction between functional impairment and general well-being.²³ Interestingly, while impairment in close relationships (Item 5) was most strongly correlated with depressive and anxiety symptoms, impairment in private leisure activities (Item 4) was instead the domain most strongly correlated with well-being. Such domain-specific differentiation suggests that WSAS items capture functionally distinct aspects of real-world

impairment that are not uniformly reducible to either symptom burden or subjective well-being.

Sensitivity to Clinical Change

Confirming our hypothesis, the WSAS appeared to be sensitive to change following treatment. Participants who achieved a $\geq 50\%$ reduction in PHQ-9 or GAD-7 scores showed significantly larger improvements in overall WSAS and all five domain scores than non-responders, indicating that the WSAS can detect clinically meaningful functional recovery. This aligns well with previous studies demonstrating that WSAS scores improve in parallel with reductions in depressive and anxiety symptoms, supporting the scale's sensitivity to treatment-related change.^{3,7,8} Interestingly, investigation on individual domains of impairment revealed that while treatment responders for anxiety reported significantly more severe impairments in social and private leisure activities than non-responders at baseline, the significant improvement at follow-up was observed across all functional domains, including those without baseline group differences. This implies that the observed functional changes at follow-up were unlikely to be solely explained by regression to the mean but might also indicate genuine improvement associated with treatment responses. Altogether, these findings suggest that the WSAS is responsive to therapeutic change, highlighting its usefulness in routine clinical care with the ultimate goal of functional recovery. Although the sample size decreased at follow-up, baseline characteristics did not differ significantly between completers and non-completers except for education level ($p = 0.047$), suggesting that the impact of attrition on the sensitivity-to-change analysis is likely limited.

Interpretation and Clinical Implications

The reliability and validity findings indicate that the WSAS captures a coherent construct of functional impairment that is meaningfully associated with symptom severity and well-being, while remaining distinct from them. This distinction is clinically important, as the WSAS measures functioning in ways that symptom scales cannot,

offering valuable information in situations where symptoms and real-world functioning do not align.²⁴ As the WSAS lacks a defined cut-off score, it should be interpreted as a continuous measure of functional impairment rather than a diagnostic tool. In practice, the scale is more useful for tracking changes in functioning over time and for complementing symptom-based assessments. The sensitivity to change further demonstrates its ability to detect meaningful improvements in functioning beyond symptom reduction.⁷

In the Thai healthcare context, the WSAS offers several practical advantages. First, it provides a simple, standardized tool for measuring functional impairment, a domain increasingly prioritized in mental health policy and service planning. Second, the instrument's strong convergence with the PHQ-9 and GAD-7, which are commonly used patient-reported outcome measures, enables its integration into existing screening and monitoring workflows in clinical practices. Finally, the scale's sensitivity to change in the overall functioning, along with a comprehensive profile of impairment in work, social, and personal life domains, makes the WSAS a suitable tool for longitudinal care, stepped-care models, and program-level evaluation (e.g., outpatient clinics, psychotherapy services, digital mental-health platforms) to promote functional recovery.

Strengths and Contributions

This study has several strengths. First, it was conducted in a real-world outpatient setting, enhancing the clinical relevance and applicability of the findings. Second, the use of routinely collected clinical measures allowed for a pragmatic evaluation of the WSAS in typical practice settings. Third, the inclusion of a follow-up assessment enabled the examination of sensitivity to change, providing additional evidence of the scale's usefulness in monitoring functional outcomes over time.

From a clinical perspective, WSAS scores could support meaningful interpretation and decision-making by capturing functional outcomes that may not align with

symptom severity. Patients with severe symptoms but preserved functioning may reflect resilience, whereas those with milder symptoms yet marked impairment may require targeted intervention. The demonstrated moderate correlations with symptoms and well-being measures support the WSAS as a complementary tool that assesses functional recovery beyond symptom reduction.

Limitations and Future Research

Several limitations warrant consideration. First, the study included only non-psychotic outpatient participants, which may limit generalizability to inpatient settings, individuals with psychotic symptoms, or community samples. In addition, the sample was predominantly female and relatively highly educated, which may limit the applicability of the findings to male patients or individuals with lower levels of education.

Second, discriminant validity was not formally evaluated in this study. Even though the domain-specific associations with different external validators and the consistent sensitivity to change for both depression and anxiety symptoms at follow-up provide indirect support for the distinctiveness of the WSAS, the construct overlap with depression cannot be fully ruled out, given its strong correlation with PHQ-9 ($p = 0.717$). Therefore, further studies are needed to delineate the discriminant boundaries between these two constructs.

Third, due to the utilization of secondary data for the current analyses, the unavailability of other functional-impairment measures (e.g., WHODAS and SDS) in the dataset precludes a direct comparison of the WSAS with other established instruments to further support its clinical utility. Future research should examine the performance of the WSAS across a wider range of psychiatric populations to determine whether the scale functions consistently in different clinical contexts and whether diagnostic groups show distinct patterns of functional impairment.

Fourth, the use of the GAD-7 and PHQ-9 as both measures of convergent validity and criteria for treatment

response in our study may introduce some degree of overlap, as both analyses were based on the same dataset. Finally, although the WSAS showed sensitivity to change over a 6-to-8-week interval, longer-term functional outcomes remain unclear, and studies with extended follow-up are needed to understand how functional impairment improves over time.

CONCLUSION

The WSAS demonstrates excellent reliability, strong convergent validity, and clear sensitivity to clinical change. The scale provides a culturally appropriate, clinically meaningful measure of functional impairment for Thai psychiatric outpatient populations. Its integration into routine outcome monitoring can support a more comprehensive and patient-centered approach to mental health care in Thailand, emphasizing not only symptom reduction but also restoration of daily functioning and well-being.

Acknowledgments

We would like to express our sincere gratitude to all the patients who generously gave their time to participate in this research. We also warmly thank Ms. Sudawan Jullagate for her valuable support and dedication in coding the data.

Conflict of Interest

All authors declare no conflict of interest.

Authors' Contributions

Sasipang Chamchuen: analyze data and prepare the manuscript; Manusporn Manatssathit: collect and clean data; Pitchayawadee Chittaropas: collect data; Ratana Saipanish: forward translation and finalize the scale; Punjaporn Waleeprakone: forward translation and finalize the scale; Thanavadee Prachason: design the study, process and analyze data, prepare and finalize the manuscript

REFERENCE

1. IsHak WW, Mirocha J, Dang J, Vanle B, Metrikin B, Tessema K, et al. Quality of life and functioning impairments across psychiatric disorders in adults presenting for outpatient psychiatric evaluation and treatment. *Psychiatr Res Clin Pract* 2024;6:68–77.
2. Barnett PA, Gotlib IH. Psychosocial functioning and depression: distinguishing among antecedents, concomitants, and consequences. *Psychol Bull* 1988;104:97–126.
3. Mundt JC, Marks IM, Shear MK, Greist JH. The Work and Social Adjustment Scale: a simple measure of impairment in functioning. *Br J Psychiatry* 2002;180:461–4.
4. Thandi G, Fear NT, Chalder T. A comparison of the Work and Social Adjustment Scale across different patient populations using Rasch analysis and exploratory factor analysis. *J Psychosom Res* 2017;92:45–51.
5. De Los Reyes A, Cook C, Sullivan M, Morrell N, Wang M, Gresham FM, et al. The Work and Social Adjustment Scale for youth: psychometric properties of the teacher version and evidence of contextual variability in psychosocial impairments. *Psychol Assess* 2022;34(8):777–90.
6. Jassi A, Lenhard F, Krebs G, Gumpert M, Jolstedt M, Andrén P, et al. The Work and Social Adjustment Scale, youth and parent versions: psychometric evaluation of a brief measure of functional impairment in young people. *Child Psychiatry Hum Dev* 2020;51:453–66.
7. Cella M, Sharpe M, Chalder T. Measuring disability in patients with chronic fatigue syndrome: reliability and validity of the Work and Social Adjustment Scale. *J Psychosom Res* 2011;71:124–8.
8. Zahra D, Qureshi A, Henley W, Taylor R, Quinn C, Pooler J, et al. The Work and Social Adjustment Scale: reliability, sensitivity and value. *Int J Psychiatry Clin Pract* 2014;18:131–8.
9. Hovmand O, Reinholt N, Christensen B, Bach B, Eskildsen A, Arendt M, et al. Utility of the Work and Social Adjustment Scale in predicting long-term sick leave in Danish patients with emotional disorders. *Nord J Psychiatry* 2023;78:1–9.
10. Pedersen G, Kvarstein EH, Wilberg T. The Work and Social Adjustment Scale: psychometric properties and validity among males and females, and outpatients with and without personality disorders. *Pers Ment Health* 2017;11:215–28.
11. Lundqvist J, Lindberg M, Brattmyr M, Havnen A, Hjemdal O, Solem S. The Work and Social Adjustment Scale: an investigation of reliability, validity, and associations with clinical characteristics in psychiatric outpatients. *PLoS One* 2024;19(10):e0311420.
12. Caetano S, Marques M, De Melo A, Ferreira A, Xavier S, Queirós A, et al. Assessing functional impairment in university students: psychometric study of the Portuguese Work and Social Adjustment Scale in a help-seeking sample. *Psychol Pract Res J* 2024;7(1):1–9.
13. Echezarraga A, Calvete E, Las Hayas C. Validation of the Spanish version of the Work and Social Adjustment Scale in a clinical population with bipolar disorder. *J Psychosoc Nurs Ment Health Serv* 2019;57:44–51.
14. Vázquez Morejón A, Vázquez-Morejón R, Conde Álvarez P. Work and Social Adjustment Scale: psychometric characteristics of a Spanish adaptation in a clinical population. *Behav Cogn Psychother* 2021;49:764–8.

15. Heissel A, Bollmann J, Kangas M, Abula K, Rapp M, Sánchez A. Validation of the German version of the Work and Social Adjustment Scale in a sample of depressed patients. *BMC Health Serv Res* 2021;21:560.
16. Shih SCS, Chan ASM, Yeung EYY, Tsang JST, Wong CW, Lam LCW. Psychometric properties of the Chinese version of the Work and Social Adjustment Scale for outpatients with common mental disorders: classical test theory and Rasch analysis. *East Asian Arch Psychiatry* 2021;31:97–104.
17. Gagnier JJ, de Arruda GT, Terwee CB, Mokkink LB, Prinsen CAC, Alonso J, et al. COSMIN reporting guideline for studies on measurement properties of patient-reported outcome measures: version 2.0. *Qual Life Res* 2025;34(7):1901–11.
18. Wild D, Grove A, Martin M, Eremenco S, McElroy S, Verjee-Lorenz A, Erikson P. Principles of good practice for the translation and cultural adaptation process for patient-reported outcomes (PRO) measures: report of the ISPOR Task Force for Translation and Cultural Adaptation. *Value Health* 2005;8(2):94–104.
19. Lotrakul M, Sumrithe S, Saipanish R. Reliability and validity of the Thai version of the PHQ-9. *BMC Psychiatry* 2008;8(1):1-7.
20. Spitzer RL, Kroenke K, Williams JB, Löwe B. A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: the GAD-7. *Arch Intern Med* 2006;166(10):1092-7.
21. Saipanish R, Lotrakul M, Sumrithe S. Reliability and validity of the Thai version of the WHO-Five Well-Being Index in primary care patients. *Psychiatry Clin Neurosci* 2009;63(2):141-6.
22. Sathyanarayana S, Mohanasundaram T. Fit indices in structural equation modeling and confirmatory factor analysis: reporting guidelines. *Asian J Econ Bus Account* 2024;24(7):561–77.
23. Dagnan D, Saunders R, Stott J, Thwaites R, Hatton C. Psychometric properties of the nine-item Patient Health Questionnaire, seven-item Generalized Anxiety Disorder scale, and the Work and Social Adjustment Scale with people with intellectual disabilities. *J Intellect Disabil Res* 2025;69:1–12.
24. Zimmerman M, Martinez JA, Attiullah N, Friedman M, Toba C, Boerescu DA, Rahgeb M. Why do some depressed outpatients who are in remission according to the Hamilton Depression Rating Scale not consider themselves to be in remission? *J Clin Psychiatry* 2012;73:790–5.

ความชุกของกลุ่มอาการถอนพิษสุรารุนแรงและปัจจัยที่เกี่ยวข้องในผู้ป่วยภาวะขาดสุราที่ได้รับการรักษาทางจิตเวช ณ ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย: การศึกษาเชิงพรรณนา

ธนวัฒน์ สุขฤท*, ปุณทริก ศรีสวาท*

*ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ เพื่อศึกษาความชุกของภาวะขาดสุรารุนแรงและระบุปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับภาวะถอนสุรา ในผู้ป่วยภาวะขาดสุรา ที่มารับบริการที่ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลระดับตติยภูมิ

วิธีการศึกษา การศึกษาเชิงพรรณนาแบบย้อนหลังในผู้ป่วยจำนวน 179 ราย ที่ได้รับการวินิจฉัยว่ามีภาวะขาดสุราที่ได้รับการรักษา แผนกจิตเวช ณ ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย โดยภาวะขาดสุรารุนแรง กำหนดโดยการมีคะแนน Alcohol Withdrawal Scale (AWS) มากกว่า 15 คะแนน มีภาวะเพ้อสั่น มีอาการชักจากการขาดสุรา หรือได้รับการวินิจฉัยจากแพทย์ผู้รักษา อย่างใดอย่างหนึ่ง โดยข้อมูลประวัติทางคลินิกและผลการตรวจทางห้องปฏิบัติการถูกวิเคราะห์ด้วยสถิติ Univariate analysis และ Multivariate analysis โดยใช้ Generalized Linear Model (GLM) แบบ Hierarchical approach เพื่อหาปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับ ภาวะถอนสุรารุนแรง

ผลการศึกษา ความชุกของภาวะขาดสุรารุนแรงในกลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับการรักษาจิตเวชอยู่ที่ร้อยละ 73.7 ผลการวิเคราะห์พหุตัวแปร พบว่า ประวัติการชักจากการขาดสุรา เป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับภาวะขาดสุรารุนแรงมากที่สุด โดยเพิ่มความเสี่ยงของการเกิด ภาวะขาดสุรารุนแรงถึง 5.5 เท่า (Adjusted Odds Ratio [AOR], 5.50; 95% CI, 1.75 - 24.76) นอกจากนี้ยังพบปัจจัยที่มีความสัมพันธ์แบบผกผันอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่ ระดับไบคาร์บอเนต (bicarbonate) (AOR, 0.31 ต่อการเพิ่มขึ้น 10 mmol/L; 95% CI, 0.13 - 0.69) และระดับเกล็ดเลือด (platelets) (AOR, 0.58 ต่อการเพิ่มขึ้น 100,000/ μ L; 95% CI, 0.38 - 0.87) ซึ่งบ่งชี้ว่าระดับ ที่ต่ำลงของตัวแปรเหล่านี้สัมพันธ์กับความเสี่ยงที่สูงขึ้นในการเกิดภาวะขาดสุรารุนแรง

สรุป ความชุกของภาวะขาดสุรารุนแรงในกลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับการรักษาจิตเวชนี้อยู่ในระดับสูง ประวัติการชักจากการขาดสุรา ระดับ Bicarbonate และ Platelets เป็นปัจจัยที่พบความสัมพันธ์กับภาวะขาดสุรารุนแรงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อย่างไรก็ตาม เนื่องจาก ข้อจำกัดของรูปแบบการศึกษาเชิงพรรณนาแบบย้อนหลัง ปัจจัยเหล่านี้ยังไม่สามารถนำไปใช้เป็นตัวทำนายได้โดยตรง จำเป็นต้อง มีการศึกษาแบบไปข้างหน้าเพื่อยืนยันความสัมพันธ์เชิงสาเหตุต่อไป

คำสำคัญ ภาวะขาดสุรา ความชุก ปัจจัยสัมพันธ์ ห้องฉุกเฉิน

Corresponding author: ธนวัฒน์ สุขฤท

ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย

E-mail: safety_mix@docchula.com

วันรับ 27 ธันวาคม 2568 วันแก้ไข 28 กุมภาพันธ์ 2569 วันตอบรับ 13 มีนาคม 2569

Prevalence of Severe Alcohol Withdrawal Syndrome and Its Associated Factors among Alcohol Withdrawal Syndrome Patients Receiving Psychiatric Consultation at The Emergency Department at King Chulalongkorn Memorial Hospital: A Descriptive Study

Thanawat Suharit*, Puntarik Srisawart*

*Department of Psychiatry, King Chulalongkorn Memorial Hospital, Thai Red Cross Society

ABSTRACT

Objective: To determine the prevalence of severe alcohol withdrawal syndrome and identify factors associated with alcohol withdrawal in patients presenting to the emergency department of a tertiary hospital.

Methods: This retrospective descriptive study included 179 patients diagnosed with Alcohol Withdrawal Syndrome (AWS) at the Emergency Department, King Chulalongkorn Memorial Hospital. Severe AWS was defined by an AWS score >15, delirium tremens, withdrawal seizures, or physician diagnosis. Clinical history and laboratory data were analyzed using univariate analysis and multivariate analysis using Generalized Linear Model (GLM) with a Hierarchical approach to identify factors associated with severe alcohol withdrawal syndrome.

Results: The prevalence of severe AWS among patients receiving psychiatric consultation was 73.7% (n = 132 of 179). Multivariate analysis identified history of alcohol withdrawal seizures as the strongest factor associated with severe AWS (Adjusted Odds Ratio [AOR], 5.50; 95% CI, 1.75 - 24.76). Additionally, significantly inverse associations were identified for bicarbonate levels (AOR, 0.31 per 10 mmol/L increase; 95% CI, 0.13 - 0.69) and Platelets count (AOR, 0.58 per 100,000/ μ L increase; 95% CI, 0.38 - 0.87), indicating that lower levels of these markers were associated with severe AWS.

Conclusion: The prevalence of severe AWS in this cohort of patients receiving psychiatric consultation was high. History of alcohol withdrawal seizures, bicarbonate levels, and Platelets count were statistically significant factors associated with severe AWS. However, due to the retrospective cross-sectional design, these factors cannot be directly applied as predictors. Prospective studies are needed to confirm the direction of these associations and evaluate their predictive capability.

Keywords: alcohol withdrawal syndrome, prevalence, associated factors, emergency department

Corresponding author: Thanawat Suharit

E-mail: safety_mix@docchula.com

Received: 27 December 2025 Revised: 28 February 2026 Accepted: 13 March 2026

บทนำ

โรคติดสุรา (Alcohol Use Disorder; AUD) เป็นปัญหาทางสาธารณสุขที่สำคัญของประเทศไทย ดังที่ปรากฏในแผนปฏิบัติการระดับชาติควบคุมเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ ฉบับที่ 2 (พ.ศ. 2565 - 2570) ของกรมควบคุมโรค กระทรวงสาธารณสุข¹ การสำรวจระบาดวิทยาสุขภาพจิตของประเทศไทยปี พ.ศ. 2556 พบว่าประชากรไทยอายุ 18 ปีขึ้นไป จำนวน 2.7 ล้านคน มีเกณฑ์วินิจฉัยเข้าได้กับโรคติดสุรา โดยแบ่งเป็นผู้ดื่มแบบอันตราย (hazardous drinkers) 1.8 ล้านคน และผู้ติดสุรา (alcohol dependent) 900,000 คน² ภาวะโรคนี้ไม่ได้เกิดขึ้นเฉพาะในประเทศไทย การศึกษาในสหรัฐอเมริกาพบว่า ร้อยละ 9.4 ของผู้ป่วยที่มาใช้บริการที่ห้องฉุกเฉิน และร้อยละ 11.9 ของผู้ป่วยในมีเกณฑ์วินิจฉัยของโรคติดสุรา ซึ่งส่งผลให้ค่าใช้จ่ายด้านสุขภาพสูงกว่าผู้ป่วยทั่วไปถึงร้อยละ 33.1³ ตัวเลขเหล่านี้สะท้อนถึงผลกระทบทางสุขภาพและเศรษฐกิจที่สำคัญของโรคติดสุรา

ภาวะขาดสุรา (Alcohol Withdrawal Syndrome; AWS) เป็นภาวะแทรกซ้อนวิกฤตของโรคติดสุรา พบได้ประมาณร้อยละ 14.3 ของผู้ที่มีภาวะพึ่งพาสุรา และพบได้ถึงร้อยละ 8 ของผู้ป่วยในที่มีโรคติดสุรา^{4,5} อาการมักเริ่มปรากฏภายใน 6 ชั่วโมงหลังหยุดหรือลดปริมาณการดื่มสุราที่ดื่มมาอย่างหนักและต่อเนื่อง โดยเริ่มแรกจะมีอาการตื่นตัวของระบบประสาทอัตโนมัติ (autonomic hyperarousal) อาการสั่น นอนไม่หลับ และคลื่นไส้ แม้ว่าการดำเนินโรคส่วนใหญ่จะไม่รุนแรง แต่ผู้ป่วยจำนวนหนึ่งอาจดำเนินไปสู่ภาวะแทรกซ้อนรุนแรง ได้แก่ อาการชักจากการขาดสุรา (alcohol withdrawal seizures) ร้อยละ 5 ภาวะประสาทหลอน (hallucinosis) ร้อยละ 3 และภาวะเพ้อสั่น (delirium tremens) ร้อยละ 3⁶

ในปัจจุบันข้อมูลเชิงระบาดวิทยายังมีช่องว่างสำคัญ โดยเฉพาะการประมาณความชุกที่แม่นยำของภาวะขาดสุรารุนแรงในกลุ่มประชากรที่ได้รับการวินิจฉัยชัดเจน และข้อมูลเชิงปริมาณของความชุกในบริบทของห้องฉุกเฉินยังขาดแคลนอย่างมาก แม้การประเมินความรุนแรงทางคลินิกในปัจจุบันอาศัยเครื่องมือ เช่น CIWA-Ar เป็นหลัก อย่างไรก็ตาม เครื่องมือนี้มีข้อจำกัดที่พึ่งพาอาการแสดงทางคลินิกที่เป็นอัตวิสัย โดยไม่ได้นำข้อมูลประชากรศาสตร์ ผลตรวจทางห้องปฏิบัติการ หรือปัจจัยเสี่ยงเฉพาะบุคคลมาร่วมพิจารณา จึงจำกัดความแม่นยำในการทำนายการดำเนินโรค^{7,8}

นอกจากนี้แม้ว่ามาตรฐานการรักษาแบบ Symptom-triggered therapy จะได้รับการพิสูจน์แล้วว่าช่วยลดอัตราการตายภาวะเพ้อ อาการชัก และระยะเวลาการนอนโรงพยาบาลได้เมื่อเทียบกับการให้ยาแบบ Fixed-dose^{9,10} แต่การนำไปใช้จริงต้องใช้ทรัพยากรสูงและต้องการการติดตามผู้ป่วยอย่างถี่ถ้วน ซึ่งเป็นความท้าทายสำคัญในระบบสาธารณสุขที่มีภาวะขาดแคลนบุคลากร เช่น ประเทศไทย¹¹ ส่งผลให้กลยุทธ์การรักษานี้ไม่สามารถนำมาใช้กับผู้ป่วยทุกคนได้อย่างทั่วถึง

เพื่อแก้ไขช่องว่างนี้ งานวิจัยจำนวนมากได้พยายามค้นหาปัจจัยเสี่ยงของภาวะขาดสุรารุนแรง การศึกษาในต่างประเทศได้ตรวจสอบตัวแปรพยากรณ์ต่างๆ ปัจจัยทางคลินิกที่พบความสัมพันธ์อย่างสม่ำเสมอ ได้แก่ ประวัติเคยมีภาวะเพ้อสั่นหรือชัก ภาวะหัวใจเต้นเร็ว (tachycardia) และรูปแบบการดื่มต่อเนื่อง^{12,14,15} ส่วนผลทางห้องปฏิบัติการที่พบความสัมพันธ์กับภาวะขาดสุรารุนแรง ได้แก่ ความผิดปกติของจำนวนเกล็ดเลือด ค่าเอนไซม์ตับ (ALT, AST) เกลือแร่ เช่น Potassium และสารบ่งชี้การอักเสบ เช่น Neutrophil-lymphocyte ratio (NLR) และ C-reactive protein (CRP)^{16,18,19} นอกจากนี้ยังมีการเสนอ biomarkers ใหม่ ๆ เช่น ระดับ Homocysteine และ High-density lipoprotein (HDL-C)^{18,20} อย่างไรก็ตาม ความสามารถในการทำนายของแบบจำลองเหล่านี้ยังอยู่ในระดับปานกลางและผลการศึกษามักไม่สอดคล้องกันในแต่ละกลุ่มประชากร¹⁴

ในประเทศไทย การศึกษาในผู้ป่วยอุบัติเหตุระบุว่าประวัติเคยมีภาวะเพ้อสั่น (history of delirium tremens) เป็นปัจจัยเสี่ยงสำคัญต่อความรุนแรงของโรค นอกจากนี้ ยังพบความสัมพันธ์กับความผิดปกติทางห้องปฏิบัติการ ได้แก่ การเพิ่มขึ้นของค่า Blood Urea Nitrogen (BUN), Creatinine และ Potassium ร่วมกับ Bicarbonate ที่ลดต่ำลง²⁸ นอกจากนี้ การศึกษาในประเทศยังพบความสัมพันธ์กับภาวะแมกนีเซียมในเลือดต่ำ (hypomagnesemia) การเพิ่มขึ้นของ AST และ Direct bilirubin จำนวนเม็ดเลือดแดงต่ำ และความผิดปกติของค่า Creatinine และ Bicarbonate^{29,31,33} แม้ปัจจัยทางประชากรศาสตร์จะไม่มีอิทธิพลชัดเจน แต่ความดันโลหิตซิสโตลิก (systolic blood pressure) แรกวันที่สูงกว่า 120 mmHg เป็นปัจจัยทำนายสำคัญของภาวะเพ้อจากการขาดสุราที่ยืดเยื้อ³⁰

เนื่องจากวรรณกรรมทางระบาดวิทยาในปัจจุบันยังมีช่องว่างเกี่ยวกับความชุกที่แน่ชัดของภาวะขาดสุรารุนแรงในบริบทห้องฉุกเฉิน โดยเฉพาะในกลุ่มผู้ป่วยที่มีความซับซ้อนจนต้องได้รับ

การปรึกษาแพทย์เฉพาะทางจิตเวช ซึ่งจำกัดความสามารถในการประเมินความชุกของโรคในกลุ่มประชากรนี้ การศึกษานี้จึงมีวัตถุประสงค์หลักเพื่อศึกษาความชุกของภาวะขาดสารรุนแรงในผู้ป่วยที่มารับบริการที่ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย และได้รับการปรึกษาแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์ วัตถุประสงค์รองคือเพื่อระบุและวิเคราะห์ข้อมูลทางประชากรศาสตร์ ผลทางห้องปฏิบัติการ และปัจจัยเสี่ยงเฉพาะบุคคลที่สัมพันธ์กับการเกิดภาวะขาดสารรุนแรงในกลุ่มประชากรนี้ การศึกษานี้ดำเนินการที่โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย โดยเป็น การศึกษาแรกในสถาบันนี้ที่มุ่งศึกษาความชุกและปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะขาดสารรุนแรงในบริบทห้องฉุกเฉินอย่างเป็นระบบ ซึ่งผลการศึกษานี้สามารถนำไปพัฒนาระบบการปรึกษาจิตเวช สำหรับผู้ป่วยภาวะขาดสารในห้องฉุกเฉินของโรงพยาบาลได้ต่อไป

วิธีการศึกษา

รูปแบบการศึกษาและประชากร

การศึกษานี้เป็นการศึกษาเชิงพรรณนาแบบย้อนหลัง (descriptive, retrospective cross-sectional study) ประชากรเป้าหมายคือผู้ป่วยทุกรายที่มารับบริการที่ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ ระหว่างวันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2557 ถึง 31 ธันวาคม พ.ศ. 2566 ข้อมูลผู้ป่วยทั้งหมดถูกรวบรวมจากเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ (EMR) ของโรงพยาบาล

เกณฑ์การคัดเข้าและคัดออก

เกณฑ์การคัดเข้า (inclusion criteria) ได้แก่ 1) ผู้ป่วยอายุ 18 ปีบริบูรณ์ขึ้นไป 2) มารับบริการที่ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ สภากาชาดไทย ในช่วงเวลาที่ทำการศึกษา 3) มีการบันทึกการวินิจฉัยหลักหรือการวินิจฉัยรองเป็นภาวะขาดสาร (Alcohol Withdrawal Syndrome; ICD-10: F10.3) หรือภาวะเพ้อคลั่งจากการขาดสาร (Alcohol Withdrawal Delirium; ICD-10: F10.4) และ 4) ได้รับการปรึกษาและประเมินโดยแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์ ระหว่างการมารับบริการครั้งนั้น

เกณฑ์การคัดออก (exclusion criteria) ได้แก่ 1) ผู้ป่วยที่ปฏิเสธการรักษาหรือจำหน่ายกลับบ้านโดยไม่สมัครใจอยู่รักษาต่อภายใน 24 ชั่วโมงแรก 2) ผู้ป่วยที่ไม่ได้รับการปรึกษาแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์ และ 3) ผู้ป่วยที่มีภาวะเจ็บป่วยทางกายอื่นที่รบกวนระดับความรู้สึก ตัวซึ่งมีอาการคล้ายคลึงกับภาวะขาดสาร โดยเฉพาะพิษจากสารเสพติดอื่น ภาวะสมองทำงาน

ผิดปกติจากเมตาบอลิกที่มีอาการ (symptomatic metabolic encephalopathy) เช่น ความผิดปกติของเกลือแร่รุนแรง ภาวะน้ำตาลในเลือดต่ำ หรือภาวะเพ้อจากการติดเชื้อ เช่น การติดเชื้อในกระแสเลือดหรือการติดเชื้อในระบบประสาทส่วนกลาง ตามที่บันทึกโดยแพทย์ผู้รักษา

โดยการคัดเลือกเฉพาะผู้ป่วยที่ได้รับการปรึกษาจิตเวช มีวัตถุประสงค์เพื่อให้ได้ข้อมูลทางคลินิกที่จำเป็นต่อการประเมินความรุนแรง และการวิเคราะห์ปัจจัยที่เกี่ยวข้องอย่างครบถ้วน เนื่องจากผู้ป่วยที่ไม่ได้รับการส่งปรึกษา มักมีการบันทึกข้อมูลสำคัญไม่ครบถ้วนหรือขาดหายไปเป็นส่วนใหญ่ ซึ่งการมีสัดส่วนข้อมูลสูญหายในระดับสูงนั้นเองอาจส่งผลกระทบต่อความแม่นยำของกระบวนการคำนวณทางสถิติ

การคำนวณขนาดตัวอย่าง

การประมาณขนาดตัวอย่างดำเนินการโดยใช้สูตรสัดส่วนประชากรกลุ่มเดียว (single-population proportion formula) อ้างอิงจากอุบัติการณ์ของกลุ่มอาการถอนแอลกอฮอล์ขึ้นรุนแรงที่รายงานไว้ก่อนหน้านี้³⁶ ซึ่งกำหนดให้เป็นร้อยละ 23 ($p = 0.23$) โดยใช้ระดับความเชื่อมั่น ร้อยละ 95 ($Z = 1.96$) และมีความคลาดเคลื่อนที่ยอมรับได้เท่ากับ ร้อยละ 7 ($d = 0.07$) ส่งผลให้ได้ขนาดตัวอย่างขั้นต่ำที่ต้องการคือ 139 ราย และเมื่อเผื่อสำหรับอัตราข้อมูลไม่สมบูรณ์หรือข้อมูลขาดหาย ร้อยละ 10 ขนาดตัวอย่างที่ปรับแก้แล้วที่ใช้ในการวิจัยจึงเท่ากับ 153 ราย

การเก็บรวบรวมข้อมูล

การศึกษานี้ใช้วิธีการเลือกตัวอย่างแบบตามสะดวก (convenience sampling) และกระบวนการเก็บรวบรวมข้อมูลใช้วิธีการทบทวนเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ย้อนหลัง โดยเริ่มต้นจากการสืบค้นและคัดกรองรายชื่อผู้ป่วยตามรหัสการวินิจฉัยโรคระบบ ICD-10 โดยในช่วงระยะเวลาที่ทำการศึกษา มีผู้ป่วยที่ได้รับการวินิจฉัยภาวะขาดสารที่มารับบริการที่ห้องฉุกเฉิน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์ ทั้งหมด 301 ราย จากจำนวนนี้มีผู้ป่วย 179 ราย (ร้อยละ 59.4) ที่ได้รับการส่งปรึกษาและประเมินโดยแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์ และเข้าเกณฑ์การคัดเข้าของการศึกษานี้

จากนั้นผู้วิจัยหลักเพียงผู้เดียวได้ดำเนินการทบทวนข้อมูล โดยเน้นเฉพาะการมารับบริการที่ห้องฉุกเฉินในครั้งแรก ซึ่งทำการบันทึกตัวแปรทางคลินิกและผลการตรวจทางห้องปฏิบัติการชุดแรก ที่เจาะทันทีเมื่อผู้ป่วยมาถึงโรงพยาบาล เพื่อใช้เป็นข้อมูลสรีรวิทยาพื้นฐานในการวิเคราะห์

ข้อมูลทางคลินิกและประชากร

การประเมินผู้ป่วยครอบคลุมข้อมูลประชากรหลัก (อายุ เพศ) และภาวะโรคร่วม ซึ่งวัดโดยดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI) พร้อมทั้งประวัติการดื่มสุราโดยรวมถึงอายุที่เริ่มดื่ม ระยะเวลาของการดื่ม ปริมาณการดื่มต่อวัน การดื่มในปริมาณมาก (มากกว่า 15 ดื่มมาตรฐานต่อวัน) และความพยายามในการหยุดดื่ม รวมถึงประวัติการขาดสุรารุนแรง เช่น ภาวะเพื่อสั่น หรืออาการชัก จากการขาดสุรา

ข้อมูลทางห้องปฏิบัติการ

การตรวจทางห้องปฏิบัติการแรกเริ่ม ประกอบด้วย การตรวจแบบครบวงจร การประเมินทางไตและเมตาบอลิก ได้แก่ Blood Urea Nitrogen (BUN), Creatinine, Sodium, Potassium, Chloride, Bicarbonate, Anion Gap (AGAP), Calcium, Magnesium และ Phosphate การทดสอบการทำงานของตับ ได้แก่ Alanine Aminotransferase (ALT), Aspartate Aminotransferase (AST), Alkaline Phosphatase, Total และ Direct Bilirubin, Total Protein และ Albumin นอกจากนี้ยังมีการตรวจความสมบูรณ์ของเม็ดเลือด (CBC) ซึ่งประกอบด้วย Hemoglobin, Hematocrit, Red Blood Cell Count, Red Cell Distribution Width (RDW), Platelets Count และ White Blood Cell Count พร้อมการแยกชนิดเม็ดเลือดขาว (differential analysis)

นิยามศัพท์ปฏิบัติการ

- การวินิจฉัยทางคลินิกของภาวะขาดสุรา (alcohol withdrawal syndrome) กำหนดโดยการบันทึกของแพทย์ในเวชระเบียนที่สอดคล้องกับรหัส ICD-10 F10.3
- ภาวะเพื่อสั่นจากการขาดสุรา หรือ Delirium Tremens (DT) ระบุนุติรหัส ICD-10 F10.4
- ภาวะขาดสุรารุนแรง (severe alcohol withdrawal syndrome) ผู้ป่วยถูกจัดให้อยู่ในกลุ่มนี้หากมีเกณฑ์อย่างน้อยหนึ่งข้อดังต่อไปนี้ระหว่างการนอนโรงพยาบาล:
 - 1) Alcohol Withdrawal Scale (AWS) มากกว่า 15 คะแนน โดยประเมินโดยแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์
 - 2) เกิดภาวะเพื่อสั่น (delirium tremens; F10.4)
 - 3) เกิดอาการชักจากการขาดสุรา (alcohol withdrawal seizures; F10.31)

- 4) ได้รับการวินิจฉัยในเวชระเบียนว่า "Severe Alcohol Withdrawal" อย่างเป็นทางการโดยแพทย์ผู้รักษา

ข้อพิจารณาทางจริยธรรม

โครงการวิจัยนี้ได้รับการยื่นเสนอต่อคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัย (IRB) คณะแพทยศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เพื่อพิจารณาและอนุมัติ (COA No. 0656/2024) หลังจากได้รับอนุมัติ ผู้วิจัยได้ขอข้อมูลผู้ป่วยที่ถูกกลบระบุตัวตน (de-identified data) จากหน่วยเวชระเบียนของโรงพยาบาล เพื่อทำการวิเคราะห์

การวิเคราะห์ทางสถิติ

การวิเคราะห์ทางสถิติกระทำโดยใช้ซอฟต์แวร์ R (version 4.5.2) ร่วมกับแพ็คเกจ mice สำหรับการจัดการข้อมูลสูญหาย และใช้การวิเคราะห์ความสัมพันธ์ด้วยสถิติ Generalized Linear Model (GLM) ผู้วิจัยได้คัดเลือกตัวแปรที่เกี่ยวข้องทางคลินิกสำหรับการวิเคราะห์ทางสถิติ และในกระบวนการคัดเลือกตัวแปรเข้าสู่แบบจำลอง ผู้วิจัยได้คัดกรองตัวแปรออกโดยพิจารณาจากเสถียรภาพทางสถิติและคุณภาพของข้อมูลเป็นสำคัญ โดยกลุ่มตัวแปรที่มีภาวะร่วมเส้นตรงพหุ (multicollinearity) ได้แก่ Anion Gap, MCH, MCHC, Hematocrit, Red Cell Count, White Cell Count, MPV, Eosinophils และ Basophils ในขณะเดียวกัน ตัวแปรด้านประวัติการดื่มสุรา อาทิ อายุที่เริ่มดื่ม ระยะเวลาที่ดื่มสุรา การดื่มในปริมาณมาก และความพยายามในการหยุดดื่ม ถูกตัดออกเนื่องจากมีสัดส่วนข้อมูลสูญหายสูงและตัวแปรที่คำนวณมาจากค่าอื่น เพื่อลดความเสี่ยงต่อความคลาดเคลื่อนจากการวัด (measurement error) และตัวแปรต่อเนื่องได้รับการปรับสัดส่วนเพื่อให้ค่า Odds Ratios (OR) สะท้อนผลทางคลินิกที่ชัดเจนยิ่งขึ้น โดย Platelets ถูกปรับเป็นหน่วยละ 100,000/ μ L และ Bicarbonate เป็นหน่วยละ 10 units

สำหรับการเปรียบเทียบคุณลักษณะพื้นฐานระหว่างกลุ่มภาวะขาดสุรารุนแรงและไม่รุนแรง ผู้วิจัยใช้สถิติเชิงพรรณนาและสถิติเชิงอนุมานตามลักษณะของข้อมูล ตัวแปรต่อเนื่องที่มีการแจกแจงปกติ รายงานเป็นค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (mean $\pm$ SD) และเปรียบเทียบด้วย Independent samples t-test ส่วนตัวแปรต่อเนื่องที่ไม่เป็นการแจกแจงปกติรายงานเป็นค่ามัธยฐานและพิสัยควอไทล์ (median [IQR]) และเปรียบเทียบด้วย

Mann-Whitney U test สำหรับตัวแปรเชิงกลุ่มรายงานเป็นความถี่และร้อยละ (n, %) และเปรียบเทียบด้วย Chi-square test หรือ Fisher's exact test ในกรณีที่ค่าคาดหวัง (expected count) น้อยกว่า 5 ในเซลล์ใดเซลล์หนึ่ง

สำหรับการจัดการข้อมูลสูญหาย ผู้วิจัยใช้วิธี Multiple Imputation by Chained Equations (MICE) ภายใต้ข้อสมมติ Missing At Random (MAR) โดยสร้างชุดข้อมูลเสมือน จำนวน 20 ชุด ($m = 20$) และใช้อัลกอริทึม Predictive Mean Matching (PMM) สำหรับตัวแปรต่อเนื่อง และการคัดเลือกตัวแปรเข้าสู่แบบจำลองพหุตัวแปร ผู้วิจัยใช้หลักเกณฑ์ตามหลักฐานเชิงประจักษ์จากการทบทวนวรรณกรรมอย่างเป็นระบบ (literature-based selection) เป็นหลัก เนื่องจากขนาดตัวอย่างในการศึกษานี้มีจำกัด การใช้เกณฑ์ p-value อาจทำให้ตัวแปรที่มีความสำคัญทางคลินิกแต่ไม่ถึงระดับนัยสำคัญทางสถิติถูกคัดออก หรืออาจรวมตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติโดยบังเอิญ เข้ามาในแบบจำลอง ผู้วิจัยจึงคัดเลือกตัวแปรโดยพิจารณาจากความสอดคล้องของหลักฐานในการศึกษาก่อนหน้า ความเป็นไปได้ทางพยาธิสรีรวิทยา และความเหมาะสมในการนำไปใช้ทางคลินิกเป็นสำคัญ

ดังนั้นการศึกษานี้จึงใช้วิธีการวิเคราะห์พหุตัวแปร โดย Hierarchical Regression Approach โดยการจัดกลุ่มและลำดับการใส่ตัวแปรอ้างอิงจากหลักฐานเชิงประจักษ์ในวรรณกรรมที่ผ่านมาดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 (ปัจจัยด้านประชากรศาสตร์) ประกอบด้วยตัวแปรอายุและดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI) ซึ่งเป็นตัวแปรกวนพื้นฐานที่ต้องควบคุมในการศึกษาภาวะขาดสุรา เนื่องจากมีรายงานว่าผู้ป่วยสูงอายุมีความเปราะบางของระบบประสาทส่วนกลางต่อภาวะขาดสุรามากกว่า^{14,25} นอกจากนี้ภาวะโรคร่วมที่วัดด้วย CCI อาจส่งผลต่อความรุนแรงของอาการขาดสุราและความสามารถในการชดเชยทางสรีรวิทยาของผู้ป่วย^{22,26}

ขั้นตอนที่ 2 (ปัจจัยทางคลินิก) ประกอบด้วย Platelets และประวัติการถอนสุรารุนแรง โดยประวัติการชักจากการขาดสุราเป็นปัจจัยทำนายที่ได้รับการยืนยันอย่างสม่ำเสมอในการศึกษาหลายฉบับ^{14,18,40} โดยสอดคล้องกับสมมติฐาน Kindling ที่อธิบายว่าการถอนพิษสุราซ้ำหลายครั้งจะกระตุ้นให้ระบบประสาทส่วนกลางมีความไวต่อการชักมากขึ้น⁴⁰ สำหรับภาวะเกล็ดเลือดต่ำมีการศึกษาทั้งในประเทศไทยและต่างประเทศที่ระบุว่าเป็นตัวบ่งชี้ความเสียหายของอวัยวะจากการดื่มสุราเรื้อรัง^{16,17,28}

ขั้นตอนที่ 3 (ค่าเกลือแร่) ประกอบด้วย Potassium และ Bicarbonate การศึกษาในประเทศไทยหลายฉบับรายงาน

ความสัมพันธ์ระหว่างความผิดปกติของระดับไบคาร์บอเนตกับความรุนแรงของภาวะขาดสุรา^{28,29,32} โดยระดับไบคาร์บอเนตที่ต่ำสะท้อนถึงภาวะ metabolic acidosis ซึ่งอาจเกิดจาก alcoholic ketoacidosis หรือ lactic acidosis ในผู้ป่วยที่มีภาวะ hypermetabolic state

ขั้นตอนที่ 4 (การทำงานของตับ) ประกอบด้วยค่า AST และ Direct bilirubin เนื่องจากมีการศึกษาก่อนหน้าที่รายงานความสัมพันธ์ระหว่างความผิดปกติของการทำงานของตับกับภาวะขาดสุรารุนแรง^{29,31,33} อย่างไรก็ตาม ผลการทดสอบ Likelihood Ratio Test พบว่าการเพิ่มกลุ่มตัวแปรนี้ไม่ได้เพิ่มอำนาจการทำนายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ จึงไม่รวมไว้ในแบบจำลองสุดท้าย

การเปรียบเทียบความเหมาะสมของแบบจำลองในแต่ละขั้นตอน ใช้การทดสอบ Likelihood Ratio Test (LRT) เพื่อตรวจสอบว่าการเพิ่มกลุ่มตัวแปรในแต่ละขั้นช่วยลดค่า Deviance และเพิ่มความแม่นยำของแบบจำลองอย่างมีนัยสำคัญหรือไม่ ผลการวิเคราะห์นำเสนอทั้ง Unadjusted Odds Ratios (OR) จากการวิเคราะห์ตัวแปรเดี่ยว และ Adjusted Odds Ratios (aOR) จากการวิเคราะห์พหุตัวแปร เพื่อความโปร่งใสในการรายงาน และเพื่อการเปรียบเทียบขนาดของความสัมพันธ์ก่อนและหลังการควบคุมตัวแปรกวน โดยค่า aOR พร้อมช่วงความเชื่อมั่น ร้อยละ 95 คำนวณรวมจากชุดข้อมูลเสมือนทั้ง 20 ชุด โดยใช้กฎของ Rubin และกำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติไว้ที่ $P\text{-value} < 0.05$ และการวิเคราะห์ความไว (sensitivity analysis) โดยเปรียบเทียบผลระหว่าง multiple imputation กับ complete case analysis เพื่อยืนยันความคงทนของผลการวิเคราะห์

ผลการศึกษา

ข้อมูลพื้นฐานของกลุ่มตัวอย่าง

ผู้ป่วยที่เข้ารับการรักษาด้วยภาวะขาดสุราที่ได้รับการปรึกษาแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์ จำนวน 179 ราย ถูกนำมาวิเคราะห์ในการศึกษานี้ อายุเฉลี่ยของกลุ่มตัวอย่างคือ 43.5 ปี (ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน 10.2) ส่วนใหญ่เป็นเพศชาย (ร้อยละ 94.4, $n = 169$) สำหรับประวัติการดื่มสุรา พบว่าอายุเฉลี่ยที่เริ่มดื่มอยู่ที่ประมาณ 21 - 24 ปี ระยะเวลาการดื่มสุราเฉลี่ย 20 ปี และปริมาณการดื่มต่อวันอยู่ที่ 20.9 ดื่มมาตรฐาน โดยกลุ่มที่มีภาวะขาดสุราไม่รุนแรงมีปริมาณการดื่มต่อวันสูงกว่ากลุ่มรุนแรงอย่างมี

นัยสำคัญทางสถิติ ($p = 0.02$) รายละเอียดข้อมูลพื้นฐานทางประชากรศาสตร์ และห้องปฏิบัติการของกลุ่มตัวอย่าง จำแนกตามการเกิดภาวะขาดสารรุนแรง ได้แสดงไว้ในตารางที่ 1

ความชุกของภาวะขาดสารรุนแรง

จากผู้ป่วยทั้งหมดที่มีภาวะขาดสารและได้รับการรักษาแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์ 179 ราย พบผู้ป่วยจำนวน 132 ราย (ร้อยละ 73.7) พัฒนาไปสู่ภาวะขาดสารรุนแรง ในขณะที่ 47 ราย (ร้อยละ 26.3) มีการดำเนินโรคแบบไม่รุนแรง (รูปที่ 1)

การวิเคราะห์ตัวแปรเดี่ยวสำหรับปัจจัยทำนายภาวะขาดสารรุนแรง (univariate analysis)

จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์แบบตัวแปรเดี่ยว ด้วยสถิติ Generalized Linear Model (GLM) เพื่อคัดกรองปัจจัยทำนายเบื้องต้น พบว่ามีตัวแปรจำนวน 3 ตัว ที่มีความสัมพันธ์กับภาวะขาดสารรุนแรงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($p\text{-value} < 0.05$) ได้แก่ ประวัติการชักจากการขาดสาร (OR 5.50; 95% CI 1.85 - 23.65; $p = 0.007$), Bicarbonate (OR 0.40 ต่อการเพิ่มขึ้น 10 mmol/L; 95% CI 0.19 - 0.82; $p = 0.015$) และปริมาณการดื่มต่อวัน (OR 0.98; 95% CI 0.96 - 1.00; $p = 0.024$) ดังแสดงรายละเอียดในตารางที่ 2

ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับภาวะขาดสารรุนแรงโดยการวิเคราะห์พหุตัวแปร (multivariate analysis)

การวิเคราะห์พหุตัวแปรดำเนินการด้วยสถิติ Hierarchical Multivariate Logistic Regression โดยแบ่งการใส่ตัวแปรออกเป็น 4 ขั้นตอนตามลำดับ และประเมินการเพิ่มขึ้นของอำนาจการทำนายในแต่ละขั้นตอนด้วย Likelihood Ratio Test (LRT) ขั้นตอนที่ 1 ประกอบด้วยปัจจัยด้าน Demographics ได้แก่ Age และดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI) เมื่อเพิ่ม ขั้นตอนที่ 2 ซึ่งประกอบด้วยปัจจัยทางคลินิก ได้แก่ Platelets และประวัติการชักจากการขาดสาร พบว่า Deviance ลดลงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (Δ Deviance 15.28, $df = 2$, $p = 0.0005$) เมื่อเพิ่ม ขั้นตอนที่ 3 ซึ่งประกอบด้วย Electrolytes ได้แก่ Potassium และ Bicarbonate พบว่า Deviance ลดลงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติเช่นกัน (Δ Deviance 8.72, $df = 2$, $p = 0.0128$) อย่างไรก็ตาม เมื่อเพิ่ม ขั้นตอนที่ 4 ซึ่งประกอบด้วย Liver function tests ได้แก่ AST และ

Direct bilirubin พบว่า Deviance ไม่ได้ลดลงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (Δ Deviance 3.56, $df = 2$, $p = 0.169$) จึงเลือกแบบจำลองในขั้นตอนที่ 3 เป็นแบบจำลองสุดท้าย ดังแสดงรายละเอียดในตารางที่ 3

จากแบบจำลองสุดท้าย พบว่ามี 3 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับการเกิดภาวะขาดสารรุนแรงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ประวัติการชักจากการขาดสารเป็นปัจจัยเสี่ยงที่สำคัญที่สุด โดยผู้ที่เคยชักจากการขาดสารมีความเสี่ยงที่จะเกิดภาวะขาดสารรุนแรงเพิ่มขึ้น 5.5 เท่า เมื่อเทียบกับผู้ที่ไม่เคยชัก (Adjusted Odds Ratio [aOR] 5.50; 95% CI 1.75 - 24.76; $p = 0.009$) นอกจากนี้ยังพบปัจจัยที่มีความสัมพันธ์แบบผกผันอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่ Bicarbonate (aOR 0.31; 95% CI 0.13 - 0.69; $p = 0.005$) และ Platelets (aOR 0.58; 95% CI 0.38 - 0.87; $p = 0.010$) ซึ่งบ่งชี้ว่าระดับที่ต่ำลงของตัวแปรเหล่านี้สัมพันธ์กับความเสี่ยงที่สูงขึ้นในการเกิดภาวะขาดสารรุนแรง สำหรับตัวแปรอื่นๆ ได้แก่ Age (aOR 1.02; 95% CI 0.97 - 1.06; $p = 0.478$), CCI (aOR 0.99; 95% CI 0.64 - 1.63; $p = 0.955$) และ Potassium (aOR 0.63; 95% CI 0.31 - 1.25; $p = 0.186$) ไม่พบความสัมพันธ์ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ดังแสดงรายละเอียดในตารางที่ 4

ส่วนผลการวิเคราะห์ความไว (sensitivity analysis)

เพื่อประเมินความคงทนของผลการศึกษา ผู้วิจัยได้ดำเนินการวิเคราะห์ความไวโดยเปรียบเทียบผลจากวิธี Multiple Imputation ($n = 179$) กับ Complete Case Analysis ($n = 125$) โดยแสดงในรูปแบบ Forrest plot (รูปที่ 2) ผลการวิเคราะห์พบว่าทิศทางของความสัมพันธ์มีความสอดคล้องกันทั้งสองวิธีสำหรับทุกตัวแปร โดย Bicarbonate ยังคงมีนัยสำคัญทางสถิติในทั้งสองวิธี (Multiple Imputation: aOR 0.31, 95% CI 0.13 - 0.69, $p = 0.005$; Complete Case: aOR 0.34, 95% CI 0.11 - 0.90, $p = 0.044$) อย่างไรก็ตาม Platelets และประวัติการชักจากการขาดสารมีนัยสำคัญทางสถิติเฉพาะในการวิเคราะห์ด้วยวิธี Multiple Imputation เท่านั้น (Platelets: aOR 0.58, 95% CI 0.38 - 0.87, $p = 0.010$; ประวัติการชักจากการขาดสาร: aOR 5.50, 95% CI 1.75 - 24.76, $p = 0.009$) ในขณะที่ Complete Case Analysis ไม่พบนัยสำคัญทางสถิติสำหรับตัวแปรทั้งสอง (Platelets: aOR 0.74, 95% CI 0.46 - 1.21; ประวัติการชักจากการขาดสาร: aOR 3.63, 95% CI 0.94 - 24.27)

ตารางที่ 1 ข้อมูลพื้นฐานของกลุ่มตัวอย่าง

คุณลักษณะ		ภาวะขาดสารไมรูนแรง N = 47	ภาวะขาดสารรุนแรง N = 132	การทดสอบทางสถิติ	P-value
ข้อมูลประชากร	อายุ (ปี)	41.0 (36.0 - 54.5)	43.0 (36.8 - 49.0)	Mann-Whitney	0.61
	เพศ, n (%)			Fisher	0.06
	ชาย	47 (100.0%)	122 (92.4%)		
	หญิง	0 (0.0%)	10 (7.6%)		
โรคร่วม	ดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI)	0.0 (0.0 - 1.0)	0.0 (0.0 - 1.0)	Mann-Whitney	0.22
	อายุที่เริ่มดื่ม (ปี)	21.0 (18.0 - 31.0)	24.0 (19.0 - 31.0)	Mann-Whitney	0.42
	ระยะเวลาที่ดื่มสุรา (ปี)	20.0 (10.0 - 20.0)	20.0 (10.0 - 20.0)	Mann-Whitney	0.68
	ปริมาณการดื่มต่อวัน (ดื่มมาตรฐาน)	20.9 (10.4 - 41.8)	20.9 (7.4 - 20.9)	Mann-Whitney	0.02*
	การดื่มในปริมาณมาก, n (%)	39 (83.0%)	90 (68.2%)	Chi-square	0.08
	ประวัติพยายามหยุดดื่ม, n (%)	10 (21.3%)	34 (25.8%)	Chi-square	0.68
	ประวัติภาวะเพื่อสั่น, n (%)	4 (8.5%)	9 (6.8%)	Fisher	0.75
	ประวัติชักจากการขาดสุรา, n (%)	3 (6.4%)	35 (26.7%)	Chi-square	0.007**
การทำงานของไต	BUN, mg/dL	10.0 (7.0 - 15.0)	9.0 (6.0 - 12.0)	Mann-Whitney	0.10
	Creatinine, mg/dL	0.8 (0.6 - 1.0)	0.7 (0.6 - 0.9)	Mann-Whitney	0.25
การทำงานของตับ	ALT, U/L	59.5 (32.5 - 109.8)	70.0 (41.8 - 110.0)	Mann-Whitney	0.32
	AST, U/L	145.5 (65.2 - 296.5)	174.5 (109.8 - 258.5)	Mann-Whitney	0.10
	Alkaline phosphatase, U/L	91.0 (73.5 - 123.0)	103.0 (80.0 - 134.0)	Mann-Whitney	0.13
	Total bilirubin, mg/dL	1.6 (0.9 - 2.5)	1.4 (0.9 - 2.0)	Mann-Whitney	0.51
	Direct bilirubin, mg/dL	0.8 (0.4 - 1.2)	0.7 (0.5 - 1.1)	Mann-Whitney	0.89
	Total protein, g/dL	7.8 ± 0.8	8.1 ± 0.7	t-test	0.07
	Albumin, g/dL	4.3 (3.9 - 4.4)	4.1 (3.7 - 4.5)	Mann-Whitney	0.73
	Hemoglobin, g/dL	13.3 ± 2.5	12.9 ± 1.8	t-test	0.31
โลหิตวิทยา	Hematocrit, %	39.2 ± 7.0	38.1 ± 5.3	t-test	0.33
	Red cell count, x10 ¹² /L	4.7 (3.8 - 5.1)	4.3 (3.9 - 4.7)	Mann-Whitney	0.15
	MCV, fL	88.2 ± 8.8	88.5 ± 10.3	t-test	0.85
	MCH, pg	29.9 ± 3.4	29.9 ± 3.7	t-test	0.94
	MCHC, g/dL	34.0 (33.1 - 34.9)	33.8 (32.8 - 34.8)	Mann-Whitney	0.35
	RDW, %	14.1 (13.1 - 15.7)	14.4 (13.2 - 15.8)	Mann-Whitney	0.62
	White cell count, x10 ⁹ /L	7.3 (5.9 - 11.1)	7.2 (5.9 - 9.7)	Mann-Whitney	0.80
	Neutrophils, x10 ⁹ /L	5.6 (4.0 - 8.0)	5.7 (3.8 - 7.5)	Mann-Whitney	0.81
	Lymphocytes, x10 ⁹ /L	1.3 (0.9 - 1.9)	1.1 (0.7 - 1.7)	Mann-Whitney	0.18
	Monocytes, x10 ⁹ /L	0.5 (0.4 - 0.7)	0.5 (0.4 - 0.7)	Mann-Whitney	0.60
	Basophils, x10 ⁹ /L	0.0 (0.0 - 0.0)	0.0 (0.0 - 0.1)	Mann-Whitney	0.25
	Eosinophils, x10 ⁹ /L	0.1 (0.0 - 0.2)	0.1 (0.0 - 0.1)	Mann-Whitney	0.08
	Platelets, x10 ⁹ /L	176.0 (116.5 - 243.5)	141.0 (99.5 - 198.0)	Mann-Whitney	0.05*
	MPV, fL	9.8 (9.2 - 10.3)	10.0 (9.3 - 10.5)	Mann-Whitney	0.25

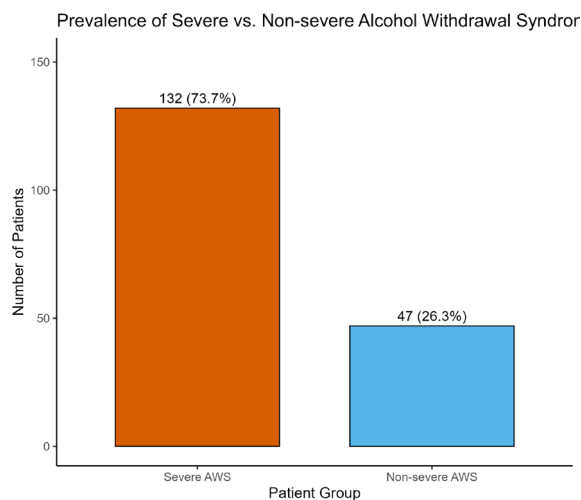
ตารางที่ 1 ข้อมูลพื้นฐานของกลุ่มตัวอย่าง (ต่อ)

คุณลักษณะ	ภาวะขาดสุราไม่รุนแรง N = 47	ภาวะขาดสุรารุนแรง N = 132	การทดสอบทางสถิติ	P-value
Sodium, mmol/L	137.0 (134.0 - 140.0)	137.0 (134.0 - 139.0)	Mann-Whitney	0.98
Potassium, mmol/L	3.3 ± 0.6	3.2 ± 0.5	t-test	0.78
Chloride, mmol/L	97.0 (93.0 - 102.5)	97.5 (93.8 - 102.0)	Mann-Whitney	0.96
Carbon dioxide, mmol/L	23.0 (21.0 - 26.0)	21.0 (17.8 - 25.0)	Mann-Whitney	0.03*
Anion gap, mmol/L	16.6 (14.0 - 21.4)	18.9 (16.1 - 24.3)	Mann-Whitney	0.01**
Calcium, mg/dL	9.3 ± 0.8	9.3 ± 0.7	t-test	0.89
Magnesium, mg/dL	0.7 ± 0.2	0.6 ± 0.2	t-test	0.39
Phosphate, mg/dL	2.7 (2.1 - 3.6)	2.8 (2.3 - 3.4)	Mann-Whitney	0.87

Continuous variables: mean ± SD (t-test if normal) or median [IQR] (Mann-Whitney U if non-normal)

Categorical variables: n (%) with Chi-square or Fisher's exact test

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001



รูปที่ 1 ความชุกของภาวะขาดสุรารุนแรง

วิจารณ์

ความชุกของภาวะขาดสุรารุนแรงในกลุ่มตัวอย่างของการศึกษานี้สูงถึงร้อยละ 73.7 (n = 132) ตัวเลขนี้แตกต่างอย่างชัดเจนจากอัตราที่มักรายงานในกลุ่มประชากรทั่วไป ตัวอย่างเช่นในผู้ป่วยที่รับไว้รักษาหลังอุบัติเหตุซึ่งประวัติการดื่มสุราอาจไม่ชัดเจนอุบัติการณ์รวมของภาวะขาดสุรารุนแรงอยู่ที่เพียงร้อยละ 0.40 (95% CI, 0.33% - 0.48%)³⁶ อย่างไรก็ตาม ข้อมูลทางระบาดวิทยาล่าสุดในประชากรปฐมภูมิชี้แจงว่า แม้อุบัติการณ์การนอนโรงพยาบาลด้วยภาวะขาดสุราโดยรวมจะต่ำเพียงร้อยละ 2.3 แต่จะเพิ่มขึ้นอย่างมากเป็นร้อยละ 23 - 44 ในกลุ่มที่มีคะแนนคัดกรองความเสี่ยงสูง³⁵

ในขณะที่ความเสี่ยงของการเกิดภาวะขาดสุราระหว่างการถอนพิษสุราตามโปรแกรม (programmed detoxification) ผันผวนอยู่ระหว่าง ร้อยละ 10 ถึง 15 ความเสี่ยงในการดำเนินโรคไปสู่ภาวะเพื่อสัน จะเพิ่มขึ้นจากประมาณ ร้อยละ 8 ในหอผู้ป่วยจิตเวช เป็นร้อยละ 24 ในหอผู้ป่วยอายุรกรรม โดยผลการศึกษาของเราสอดคล้องอย่างยิ่งกับความรุนแรงที่พบในกลุ่มผู้ป่วยอายุรกรรมเฉพาะทาง ดังที่ Monte และคณะ รายงานว่า ร้อยละ 71.1 ของภาวะขาดสุราถูกจัดว่ารุนแรง¹⁴ นอกจากนี้ การศึกษาก่อนหน้าในผู้ป่วยในที่ได้รับการบริการปรึกษาด้านจิตเวชในสถาบันเดียวกันนี้ ก็พบความชุกของภาวะเพื่อสัน ร้อยละ 58.5 ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาของเรา³²

ความชุกที่สูงในการศึกษานี้สะท้อนถึงบริบทของโรงพยาบาลระดับตติยภูมิที่มีกรับดูแลผู้ป่วยที่มีความซับซ้อน ร่วมกับระเบียบวิธีวิจัยที่กำหนดเกณฑ์การคัดเข้าจากการปรึกษาแพทย์เฉพาะทางซึ่งทำหน้าที่เสมือนตัวกรองของระบบ อีกทั้งแม้ว่านิยามของภาวะขาดสุรารุนแรงในการศึกษานี้จะกำหนดเกณฑ์วินิจฉัยไว้ 4 ข้อ แต่ในข้อมูลที่เก็บรวบรวมได้จริงนั้น ผู้ป่วยกลุ่มรุนแรงทั้งหมดถูกวินิจฉัยจากภาวะแทรกซ้อนทางคลินิก 2 ประการ คือ ภาวะเพื่อสันและการชักจากการขาดสุรา โดยผู้ป่วยที่มีอาการขาดสุราในระดับที่ไม่รุนแรงและสามารถดูแลรักษาได้เบ็ดเสร็จโดยแพทย์เวชศาสตร์ฉุกเฉิน มักจะไม่ถูกส่งปรึกษาและถูกคัดออกจาก การศึกษานี้ ส่งผลให้กลุ่มตัวอย่างมีความเบี่ยงเบนไปทางกลุ่มที่มีอาการรุนแรงหรือซับซ้อน จึงทำให้ตัวเลขความชุกในภาพรวมสูงกว่าความเป็นจริงเมื่อเทียบกับประชากรทั่วไป^{35,39}

ตารางที่ 2 การวิเคราะห์ความถดถอยโลจิสติกแบบตัวแปรเดียว (univariate logistic regression analysis)

ตัวแปร	OR (95% CI)	P-Value
ประวัติการชักจากการขาดสุรา	5.50 (1.85 - 23.65)	0.007*
Bicarbonate (ต่อ 10 mmol/L)	0.40 (0.19 - 0.82)	0.015*
ปริมาณการดื่มต่อวัน	0.98 (0.96 - 1.00)	0.024*
Total protein	1.51 (1.00 - 2.33)	0.053
Platelets (ต่อ 100,000 / μ L)	0.69 (0.47 - 1.01)	0.054
การดื่มในปริมาณมากการดื่มในปริมาณมาก	0.44 (0.18 - 0.98)	0.056
Bilirubin Total	0.87 (0.70 - 1.07)	0.175
Hemoglobin	0.89 (0.75 - 1.06)	0.203
AST	1.00 (1.00 - 1.00)	0.253
ALT	1.00 (1.00 - 1.01)	0.257
Bilirubin direct	0.85 (0.63 - 1.17)	0.288
Sodium	1.03 (0.97 - 1.10)	0.305
Alkaline phosphatase	1.00 (1.00 - 1.01)	0.375
Magnesium	0.43 (0.07 - 2.79)	0.376
Monocytes	1.41 (0.51 - 4.33)	0.521
ประวัติความพยายามหยุดดื่มสุรา	1.28 (0.59 - 2.97)	0.541
BUN	0.99 (0.94 - 1.04)	0.583
Chloride	1.01 (0.96 - 1.06)	0.596
Phosphate	1.08 (0.82 - 1.47)	0.605
RDW	1.03 (0.90 - 1.20)	0.663
ประวัติภาวะแพ้สั่น	0.79 (0.24 - 3.02)	0.702
ระยะเวลาการดื่มสุราเป็นประจำ (ปี)	0.99 (0.96 - 1.03)	0.717
Potassium	0.92 (0.49 - 1.70)	0.778
Creatinine	0.92 (0.47 - 2.02)	0.801
MCV	1.00 (0.97 - 1.04)	0.839
Age	1.00 (0.97 - 1.04)	0.866
Albumin	0.96 (0.53 - 1.72)	0.888
Lymphocytes	0.98 (0.72 - 1.39)	0.891
ดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI)	0.98 (0.72 - 1.39)	0.894
Calcium	1.02 (0.64 - 1.63)	0.922
Neutrophils	1.00 (0.93 - 1.09)	0.987
เพศ (ชาย) †	0.00 (NA-inf)	0.989

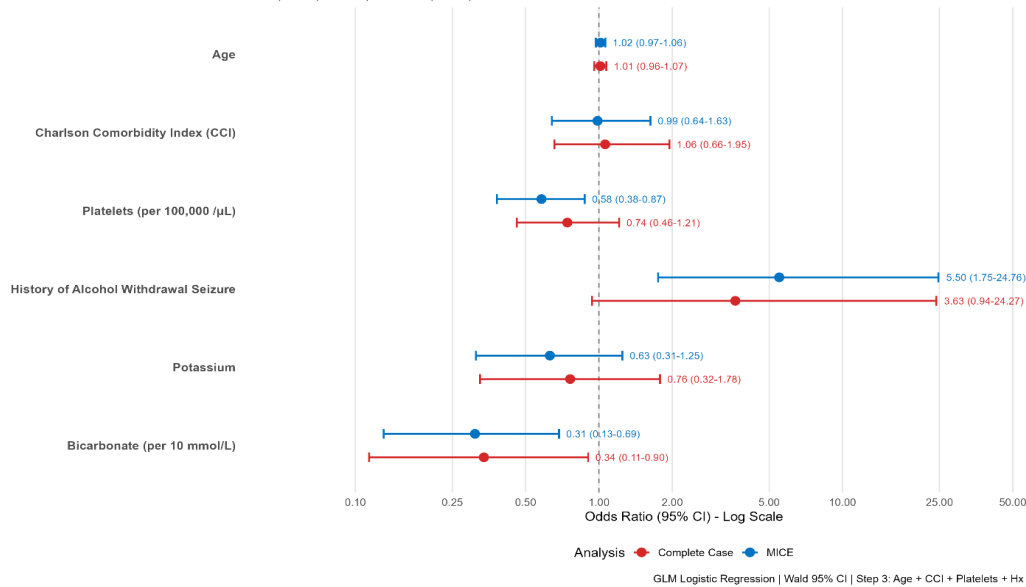
* $p < 0.05$

OR = odds ratio; CI = confidence interval

† เกิด complete separation จากเพศหญิงทั้งหมดอยู่ในกลุ่มรุนแรง

Sensitivity Analysis: MICE vs Complete Case (Step 3 Model)

MICE (n=179) vs Complete Case (n=125)



รูปที่ 2 การวิเคราะห์ความไว (sensitivity analysis) เปรียบเทียบปัจจัยทำนายกลุ่มอาการขาดสารชนิดรุนแรง ระหว่างวิธี Multiple Imputation (MICE) และ Complete Case Analysis

ตารางที่ 3 ผลการทดสอบ Likelihood Ratio Test สำหรับการเพิ่มอำนาจการทำนายของแต่ละกลุ่มตัวแปร

ขั้นตอน	ตัวแปรที่ใส่เพิ่ม	Δ Deviance	df	P-Value
ขั้นตอนที่ 1 → ขั้นตอนที่ 2	Platelets, ประวัติการชักจากการขาดสาร	15.276	2	0.0005
ขั้นตอนที่ 2 → ขั้นตอนที่ 3	Potassium, Bicarbonate	8.717	2	0.0128
ขั้นตอนที่ 3 → ขั้นตอนที่ 4	AST, Direct bilirubin	3.555	2	0.1690

* p < 0.05

สำหรับการหาปัจจัยที่สัมพันธ์กับภาวะขาดสารรุนแรง การวิเคราะห์เชิงพหุตัวแปรแบบจำลองสุดท้าย พบว่าประวัติการชักจากการขาดสารปรากฏเป็นปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับภาวะขาดสารรุนแรงมากที่สุด ข้อค้นพบนี้ได้รับการสนับสนุนอย่างหนักแน่นจากวรรณกรรมที่มีอยู่และสอดคล้องกับสมมติฐาน “Kindling” ซึ่งอธิบายว่าการถอนพิษสุราซ้ำๆ จะกระตุ้นความไวของระบบประสาทส่วนกลาง ลด Seizures threshold และนำไปสู่กลุ่มอาการขาดสารที่รุนแรงขึ้นเรื่อยๆ^{14,28,40} ประวัติทางคลินิกนี้จึงทำหน้าที่เป็นตัวบ่งชี้ที่น่าหนักและหาได้ง่ายสำหรับการระบุผู้ป่วยความเสี่ยงสูงตั้งแต่แรกเริ่ม

การวิเคราะห์ของเราเผยให้เห็นว่าจำนวนเกล็ดเลือดที่ต่ำมีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญกับภาวะขาดสารรุนแรง ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาจำนวนมากทั้งในไทยและต่างประเทศ ที่ระบุว่าภาวะเกล็ดเลือดต่ำ (thrombocytopenia) เป็นปัจจัยทำนายสำคัญ^{16,17,25,28} ภาวะเกล็ดเลือดต่ำในบริบทของการใช้สุราเรื้อรังมักเกิดจากหลายสาเหตุ เป็นผลจากการกดไขกระดูกโดยตรง

ภาวะม้ามโต (hypersplenism) จากภาวะ Portal hypertension และภาวะขาดสารอาหาร ด้วยเหตุนี้มันจึงทำหน้าที่เป็นตัวบ่งชี้แทน (surrogate marker) ที่เชื่อถือได้สำหรับความรุนแรงและความเรื้อรังของความเสียหายต่ออวัยวะจากแอลกอฮอล์ซึ่งโน้มนำให้ผู้ป่วยมีการดำเนินโรคของการขาดสารที่ซับซ้อนยิ่งขึ้น

ผลการศึกษายังแสดงให้เห็นถึงความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญระหว่างระดับ Bicarbonate ที่ลดต่ำลงกับความเสี่ยงของภาวะขาดสารรุนแรง ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยในประเทศไทย³² ที่รายงานพบความผิดปกติของระดับ Bicarbonate เช่นเดียวกัน สภาวะดังกล่าวสะท้อนถึงกลไกทางพยาธิสรีรวิทยาของ Metabolic Acidosis ที่สืบเนื่องจาก Alcoholic Ketoacidosis หรือ Lactic Acidosis ภายใต้สภาวะ Hypermetabolic state และภาวะการขาดน้ำ โดยสรุป Bicarbonate จึงถือเป็นตัวบ่งชี้สำคัญของภาวะตึงเครียดของร่างกาย (physiological stress) ซึ่งอาจจะสัมพันธ์กับความรุนแรงของภาวะขาดสาร

ตารางที่ 4 ผลการวิเคราะห์ความถดถอยโลจิสติกพหุตัวแปรแบบลำดับขั้น (hierarchical multivariate logistic regression)

ขั้นตอน	ตัวแปร	OR (95% CI)	P-Value
ขั้นตอนที่ 1	อายุ	1.01 (0.97 - 1.05)	0.7502
	ดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI)	0.94 (0.63 - 1.46)	0.7617
ขั้นตอนที่ 2	อายุ	1.01 (0.97 - 1.05)	0.6746
	ดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI)	0.96 (0.63 - 1.55)	0.8584
	Platelets (ต่อ 100,000 / μ L)	0.63 (0.42 - 0.93)	0.0232*
	ประวัติการชักจากการขาดสุรา	5.57 (1.83 - 24.40)	0.0072*
ขั้นตอนที่ 3	อายุ	1.02 (0.97 - 1.06)	0.4783
	ดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI)	0.99 (0.64 - 1.63)	0.9548
	Platelets (ต่อ 100,000 / μ L)	0.58 (0.38 - 0.87)	0.0097*
	ประวัติการชักจากการขาดสุรา	5.50 (1.75 - 24.76)	0.0093*
	Potassium	0.63 (0.31 - 1.25)	0.1864
	Bicarbonate (ต่อ 10 mmol/L)	0.31 (0.13 - 0.69)	0.0053*
ขั้นตอนที่ 4	อายุ	1.02 (0.98 - 1.07)	0.3586
	ดัชนี Charlson Comorbidity Index (CCI)	1.01 (0.66 - 1.65)	0.9488
	Platelets (ต่อ 100,000 / μ L)	0.53 (0.33 - 0.83)	0.0063*
	ประวัติการชักจากการขาดสุรา	5.55 (1.76 - 25.11)	0.0092*
	Potassium	0.62 (0.31 - 1.24)	0.1797
	Bicarbonate (ต่อ 10 mmol/L)	0.32 (0.13 - 0.71)	0.0068*
	AST	1.00 (1.00 - 1.00)	0.5826
	Bilirubin direct	0.72 (0.48 - 1.02)	0.0754

* $p < 0.05$

OR = odds ratio (แต่มีต่อ); CI = confidence interval

สำหรับตัวแปรที่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติในการวิเคราะห์ตัวแปรเดียวแต่ไม่ถูกรวมในการวิเคราะห์พหุตัวแปร มีดังนี้ 1) ปริมาณการดื่มต่อวัน ถูกคัดออกด้วยเหตุผลสองประการ ประการแรก การแปลงหน่วยปริมาณการดื่มให้เป็นหน่วยดื่มมาตรฐาน (standard drink) มีความไม่แน่นอนสูง เนื่องจากผู้ป่วยมักรายงานเป็นหน่วยวัดแบบไทย เช่น กลม แบน เป๊ก และกั๊ก ซึ่งมีปริมาตรไม่เป็นมาตรฐาน ประกอบกับข้อมูลความเข้มข้นของแอลกอฮอล์ส่วนมากไม่ได้ถูกบันทึกไว้ ผู้วิจัยจึงต้องใช้ค่าประมาณตามชนิดเครื่องดื่ม ประการที่สอง ข้อมูลปริมาณการดื่มที่ได้จากการซักประวัติย้อนหลังมีความเสี่ยงต่ออคติจากการระลึก (recall bias) และอคติจากการตอบเพื่อให้เป็นที่ยอมรับทางสังคม (social desirability bias) สูง ทำให้ความน่าเชื่อถือของข้อมูลจำกัด

2) เพศ ที่แสดงค่า OR 0.00 (95% CI 0.00-Inf) ถือว่าเป็นความผิดปกติทางสถิติที่เกิดจากการแยกข้อมูลสมบูรณ์ (perfect separation) เนื่องจากกลุ่มตัวอย่างเพศหญิง จำนวน 10 ราย ทั้งหมดถูกจัดอยู่ในกลุ่มภาวะขาดสุรารุนแรงเพียงกลุ่มเดียว ส่งผลให้แบบจำลองทางสถิติไม่สามารถประมาณค่าสัมประสิทธิ์ที่แท้จริงได้ แม้ว่าตัวแปรเพศจะเป็นปัจจัยด้านประชากรศาสตร์พื้นฐานที่โดยปกติควรรวมอยู่ในขั้นตอนที่ 1 ของการวิเคราะห์พหุตัวแปรแบบลำดับขั้น แต่การใส่ตัวแปรนี้ในแบบจำลองจะทำให้เกิดความไม่เสถียรของค่าประมาณและไม่สามารถแปลผลได้อย่างมีความหมาย

การศึกษานี้มีข้อจำกัดสำคัญดังนี้ ประการแรก รูปแบบการศึกษาเชิงพรรณนาแบบย้อนหลังทำให้ไม่สามารถยืนยัน

ความสัมพันธ์เชิงสาเหตุได้ ประกอบกับข้อมูลสูญหายซึ่งเป็นความท้าทายสำคัญ และอาจเป็นแหล่งของอคติแม้จะมีการจัดการด้วยวิธี Multiple Imputation แต่อย่างไรก็ตาม ผลการวิเคราะห์ความไวที่เปรียบเทียบระหว่างวิธี Multiple Imputation กับ Complete Case Analysis ดังแสดงใน Forest plot พบว่าค่า Odds Ratios ของทุกตัวแปร มีทิศทางความสัมพันธ์ที่สอดคล้องกัน และช่วงความเชื่อมั่นมีการซ้อนทับกันเป็นส่วนมากในทั้งสองวิธี โดยเฉพาะ Bicarbonate ที่ยังคงมีนัยสำคัญทางสถิติในทั้งสองวิธี การวิเคราะห์ซึ่งสนับสนุนความน่าเชื่อถือของความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรนี้กับภาวะขาดสารรุนแรง สำหรับ Platelets และประวัติการชักจากการขาดสารที่พบมีนัยสำคัญทางสถิติเฉพาะในวิธี Multiple Imputation นั้น สันนิษฐานว่าเป็นผลจากการลดลงของอำนาจทางสถิติเมื่อขนาดตัวอย่างลดลง มากกว่าจะเป็นผลจากอคติของวิธี imputation ผลการวิเคราะห์ดังกล่าวสนับสนุนความคงทนของผลการศึกษาลึก และยืนยันว่าผลลัพธ์ไม่ได้ถูกบิดเบือนจากวิธีการจัดการข้อมูลสูญหาย

ประการที่สอง การศึกษานี้ใช้วิธีการเลือกตัวอย่างแบบตามสะดวก (convenience sampling) และดำเนินการในศูนย์ดูแลระดับตติยภูมิเพียงแห่งเดียว อีกทั้งรวบรวมข้อมูลเฉพาะผู้ป่วยที่ได้รับการส่งปรึกษาจิตเวชเท่านั้น ถึงแม้แนวทางดังกล่าวจะเพิ่มความสมบูรณ์และความครบถ้วนของข้อมูลทางคลินิกที่จำเป็นต่อการประเมินความรุนแรงและการวิเคราะห์ปัจจัยที่เกี่ยวข้อง แต่ก็อาจก่อให้เกิดอคติในการเลือกตัวอย่าง (selection bias) โดยกลุ่มตัวอย่างมีแนวโน้มเป็นผู้ป่วยที่มีอาการรุนแรงหรือซับซ้อนมากกว่าผู้ป่วยภาวะขาดสารทั้งหมดที่มารับบริการในห้องฉุกเฉิน ดังนั้น ผลการศึกษาจึงสามารถนำไปประยุกต์ใช้ได้กับกลุ่มผู้ป่วยภาวะขาดสารที่มีความซับซ้อนหรือรุนแรงจนต้องได้รับการรักษาจิตแพทย์เป็นหลัก ไม่ใช่ผู้ป่วยภาวะขาดสารทุกรายที่มาห้องฉุกเฉิน ซึ่งจำกัดความสามารถในการนำผลการศึกษาไปใช้ในวงกว้างสำหรับสถานพยาบาลระดับปฐมภูมิหรือทุติยภูมิที่มีลักษณะประชากรและทรัพยากรแตกต่างกัน

ประการที่สาม การศึกษาแบบย้อนหลังมีข้อจำกัดในการตรวจสอบความสอดคล้องของการวินิจฉัย เนื่องจากอาศัยข้อมูลจากเวชระเบียนที่บันทึก โดยแพทย์ประจำบ้านหลายคนซึ่งไม่สามารถควบคุมวิธีการประเมินหรือบันทึกข้อมูลย้อนหลังได้ โดยเฉพาะการวินิจฉัยภาวะเพื่อสันซึ่งในทางปฏิบัติแพทย์บางท่านอาจไม่ได้ยึดเกณฑ์ตาม ICD-10 อย่างเคร่งครัด ทำให้การจำแนกผู้ป่วยเข้ากลุ่มภาวะขาดสารรุนแรงอาจมีความแปรปรวนได้ แม้ว่า

การศึกษานี้ดำเนินการในสถาบันเดียว ซึ่งอาจช่วยลดความแปรปรวนของแนวทางปฏิบัติได้ในระดับหนึ่ง แต่ไม่สามารถประเมินความเชื่อมั่นระหว่างผู้ประเมิน (inter-rater reliability) ย้อนหลังได้ การศึกษาแบบไปข้างหน้าในอนาคตควรกำหนดเกณฑ์การวินิจฉัยที่ชัดเจน และประเมินความสอดคล้องระหว่างผู้ประเมินก่อนเริ่มเก็บข้อมูล

ประการที่สี่ การศึกษานี้ไม่ได้นำคะแนน Alcohol Withdrawal Scale (AWS) มาใช้เป็นเกณฑ์ในการวินิจฉัยภาวะขาดสารรุนแรง เนื่องจากคะแนน AWS ไม่ได้ถูกบันทึกอย่างสม่ำเสมอในเวชระเบียนของผู้ป่วยทุกราย โดยเฉพาะในช่วงแรกของระยะเวลาศึกษา ส่งผลให้ข้อมูลขาดหายจำนวนมากและไม่สามารถนำมาใช้ในการวิเคราะห์ได้อย่างน่าเชื่อถือ ด้วยเหตุนี้ผู้วิจัยจึงใช้เกณฑ์การวินิจฉัยภาวะขาดสารรุนแรงเฉพาะ delirium tremens และ alcohol withdrawal seizure ซึ่งเป็นเหตุการณ์ทางคลินิกที่มีการบันทึกไว้อย่างชัดเจนในเวชระเบียนโดยมีได้ใช้เกณฑ์คะแนน AWS ≥ 15 และเกณฑ์การวินิจฉัยภาวะขาดสารรุนแรงโดยแพทย์ ข้อจำกัดนี้อาจส่งผลให้ประมาณค่าความชุกต่ำกว่าความเป็นจริง เนื่องจากผู้ป่วยบางรายที่มีอาการขาดสารรุนแรงแต่ไม่ถึงขั้น delirium tremens หรือชัก อาจไม่ถูกจัดเข้ากลุ่มภาวะขาดสารรุนแรง อย่างไรก็ตาม การใช้เกณฑ์ดังกล่าวมีข้อดีคือมีความจำเพาะสูง และลดอคติจากความแปรปรวนในการให้คะแนน AWS ระหว่างผู้ประเมิน

ผลลัพธ์หลักของการศึกษาพบความชุกของภาวะขาดสารรุนแรง ร้อยละ 73.7 ซึ่งเป็นข้อมูลที่สะท้อนเฉพาะในกลุ่มผู้ป่วยที่ได้รับการส่งปรึกษาและประเมินโดยแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์เท่านั้น โดยกลุ่มดังกล่าวคิดเป็น ร้อยละ 59.4 ของผู้ป่วยภาวะขาดสารทั้งหมดที่มารับบริการที่ห้องฉุกเฉิน ดังนั้น ความชุกที่รายงานจึงไม่สามารถนำไปอ้างอิงแทนความชุกของผู้ป่วยภาวะขาดสารทั้งหมดในห้องฉุกเฉินโดยทั่วไปได้ อย่างไรก็ตาม ผลลัพธ์นี้ยังมีคุณค่าทางระบาดวิทยาในฐานะข้อมูลพื้นฐานที่สำคัญ โดยชี้ให้เห็นว่าในผู้ป่วยภาวะขาดสารที่มีความซับซ้อนหรือมีความรุนแรงจนต้องได้รับการรักษาแผนกจิตเวช ส่วนใหญ่มีภาวะขาดสารรุนแรง ความชุกที่สูงดังกล่าวสะท้อนถึงความจำเป็นที่แพทย์ควรมีความตระหนักและประเมินความเสี่ยงอย่างเป็นระบบเมื่อได้รับการปรึกษาผู้ป่วยกลุ่มนี้

แม้ว่าเครื่องมือจัดระดับความเสี่ยงที่ได้รับการยอมรับในปัจจุบัน อาทิเช่น Prediction of Alcohol Withdrawal Severity Scale (PAWSS) แสดงความแม่นยำในการทำนายที่ดีเยี่ยม (AUC > 0.90)^{34,37,38} อย่างไรก็ตาม การนำไปใช้ในทางปฏิบัติจำเป็น

ต้องอาศัยการประเมินถึง 10 หัวข้อ ซึ่งอาจเป็นภาระงานในบริบทห้องฉุกเฉินที่มีความหนาแน่นของผู้ป่วยสูง การศึกษานี้ได้ระบุตัวแปร 3 ประการ ที่มีความสัมพันธ์กับภาวะขาดสารุนแรง ได้แก่ ประวัติการชักจากการขาดสาร, Platelets และ Bicarbonate ซึ่งล้วนเป็นข้อมูลเชิงภาวะวิสัย (objective parameters) ที่สามารถประเมินได้โดยไม่ต้องใช้แบบสอบถามที่ใช้เวลามาก อย่างไรก็ตาม พึงตระหนักว่าตัวแปรดังกล่าวเป็นเพียงปัจจัยที่พบความสัมพันธ์จากการศึกษาเชิงพรรณนาเท่านั้น ยังไม่สามารถนำไปประยุกต์ใช้เป็นตัวทำนายหรือพัฒนาเป็นเครื่องมือประเมินความเสี่ยงได้โดยตรง อย่างไรก็ตาม ผลการศึกษาให้ข้อมูลพื้นฐานสำหรับการออกแบบการศึกษาแบบไปข้างหน้า (prospective cohort study) เพื่อยืนยันทิศทางของความสัมพันธ์และพัฒนาเป็นเครื่องมือคัดกรองความเสี่ยงต่อไป หากสามารถพัฒนาและตรวจสอบความตรงของเครื่องมือดังกล่าวได้ จะเป็นประโยชน์ในการจำแนกผู้ป่วยตามระดับความเสี่ยง เพื่อจัดสรรทรัพยากรทางการแพทย์ได้อย่างเหมาะสม เช่น การพิจารณาระดับการเฝ้าระวัง การเตรียมยาฉุกเฉิน และการวางแผนการรับไว้ในหอผู้ป่วยที่มีศักยภาพเพียงพอ

สรุป

ในการศึกษาผู้ป่วยที่มีภาวะขาดสารุนแรงที่ได้รับการรักษาแพทย์ประจำบ้าน สาขาจิตเวชศาสตร์ ณ ห้องฉุกเฉินของโรงพยาบาลระดับตติยภูมิ พบความชุกของภาวะขาดสารุนแรงในระดับสูง (ร้อยละ 73.7) ปัจจัยสามประการ ได้แก่ ประวัติการชักจากการขาดสาร, Platelets และ Bicarbonate เป็นปัจจัยที่พบความสัมพันธ์กับภาวะขาดสารุนแรงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อย่างไรก็ตาม เนื่องจากข้อจำกัดของรูปแบบการศึกษาเชิงพรรณนาแบบย้อนหลัง ปัจจัยเหล่านี้ยังไม่สามารถนำไปใช้เป็นตัวทำนายหรือเครื่องมือประเมินความเสี่ยงได้ จึงจำเป็นต้องมีการศึกษาแบบไปข้างหน้า (prospective study) เพื่อยืนยันทิศทางของความสัมพันธ์และประเมินความสามารถในการทำนายต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

ผู้นิพนธ์ขอขอบคุณ นพ.เมธีวัชร ชิตเดชะ สำหรับคำแนะนำและข้อเสนอแนะอันเป็นประโยชน์ในการปรับปรุงต้นฉบับบทความวิจัยนี้ และขอขอบคุณ ดร.จิรดา ประสาทพรศิริโชค สำหรับคำแนะนำด้านระเบียบวิธีทางสถิติ ทั้งนี้ ผู้นิพนธ์ขอรับรองว่า การศึกษานี้ไม่ได้รับทุนสนับสนุนทางการเงินสำหรับการวิจัย การเขียนบทความ และ/หรือการตีพิมพ์บทความนี้

ผลประโยชน์ขัดกัน (conflict of interest)

ผู้นิพนธ์ขอรับรองว่าไม่มีผลประโยชน์ขัดกันที่เกี่ยวข้องกับการศึกษานี้

การมีส่วนร่วมของผู้นิพนธ์ (author contributions):

ธนวัฒน์ สุหฤท: ออกแบบการวิจัย รวบรวมข้อมูล วิเคราะห์ทางสถิติ และร่างต้นฉบับบทความ; ปุณทริก ศรีสวาท: ให้คำปรึกษาด้านระเบียบวิธีวิจัย ตรวจสอบความถูกต้องของเนื้อหา และปรับปรุงบทความฉบับสมบูรณ์

เอกสารอ้างอิง

1. Alcohol Control Committee Office, Department of Disease Control, Ministry of Public Health. The second national action plan on alcohol control (B.E. 2565-2570). Nonthaburi: Department of Disease Control, Ministry of Public Health; 2022.
2. Kittirattanapaiboon P, Tantirangsee N, Chutha W, Tanaree A, Kwansanit P, Assanangkornchai S. The 2013 national mental health survey of Thailand: methods and procedures. J Ment Health Thai 2016;24(1):1-14.
3. Suen L, Makam A, Snyder H, Repplinger D, Kushel M, Martin M, et al. National prevalence of alcohol and other substance use disorders among emergency department visits and hospitalizations: NHAMCS 2014-2018. J Gen Intern Med 2022;37(10):2420-8.
4. Livne O, Finn RS, Knox J, Hartwell EE, Gelernter J, Hasin DS, et al. Alcohol withdrawal in past-year drinkers with unhealthy alcohol use: prevalence, characteristics, and correlates in a national epidemiologic survey. Alcohol Clin Exp Res 2022;46(3):422-33.
5. Perry EC. Inpatient management of acute alcohol withdrawal syndrome. CNS Drugs 2014;28(5):401-10.
6. Lalitanantpong D. Alcohol withdrawal: syndrome and treatment. Chula Med J 2010;54(1):67-79.
7. Jesse S, Bråthen G, Ferrara M, Keindl M, Ben-Menachem E, Tanasescu R, et al. Alcohol withdrawal syndrome: mechanisms, manifestations, and management. Acta Neurol Scand 2017;135(1):4-16.
8. Pribék IK, Kovács I, Kádár BK, Kovács CS, Richman MJ, Janka Z, et al. Evaluation of the course and treatment of alcohol withdrawal syndrome with the Clinical Institute Withdrawal Assessment for Alcohol-Revised: a systematic review-based meta-analysis. Drug Alcohol Depend 2021;220:108536.
9. Holleck JL, Merchant N, Gunderson CG. Symptom-triggered therapy for alcohol withdrawal syndrome: a systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. J Gen Intern Med 2019;34(6):1018-24.
10. Daeppen JB, Gache P, Landry U, Sekera E, Schweizer V, Gloor S, et al. Symptom-triggered vs fixed-schedule doses of benzodiazepine for alcohol withdrawal. Arch Intern Med 2002;162(10):1117-23.

11. Jitthitikulchai T. Area-based health service networking to alleviate personnel shortage. *J Health Syst Res* 2020;14(3):243-73.
12. Shu JE, Lin A, Chang G. Alcohol withdrawal treatment in the medically hospitalized patient: a pilot study assessing predictors for medical or psychiatric complications. *Psychosomatics* 2015;56(5):547-55.
13. Reoux JP, Malte CA, Kivlahan DR, Saxon AJ. The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) predicts alcohol withdrawal symptoms during inpatient detoxification. *J Addict Dis* 2002;21(4):81-91.
14. Monte R, Rabuñal R, Casariego E, Bal M, Pértega S. Risk factors for delirium tremens in patients with alcohol withdrawal syndrome in a hospital setting. *Eur J Intern Med* 2009;20(7):690-4.
15. Sarkar S, Choudhury S, Ezhumalai G, Konthoujam J. Risk factors for the development of delirium in alcohol dependence syndrome: clinical and neurobiological implications. *Indian J Psychiatry* 2017;59(3):300-5.
16. Benson G, McCallum J, Roberts NJ. Risk factors for severe alcohol withdrawal syndrome in an acute hospital population. *J Addict Nurs* 2019;30(3):159-68.
17. Berggren U, Fahlke C, Berglund KJ, Blennow K, Zetterberg H, Balldin J. Thrombocytopenia in early alcohol withdrawal is associated with development of delirium tremens or seizures. *Alcohol Alcohol* 2009;44(4):382-6.
18. Kim DW, Kim HK, Bae EK, Park SH, Kim KK. Clinical predictors for delirium tremens in patients with alcohol withdrawal seizures. *Am J Emerg Med* 2015;33(5):701-4.
19. Yildirim YE, Umut G, Evren C, Yeral E, Secerli H. Neutrophil-lymphocyte ratio as a predictor of delirium tremens in hospitalized patients with alcohol withdrawal. *Alcohol* 2023;109:43-8.
20. Rosoff DB, Charlet K, Jung J, Lee J, Muench C, Luo A, et al. Lipid profile dysregulation predicts alcohol withdrawal symptom severity in individuals with alcohol use disorder. *Alcohol* 2020;86:93-101.
21. Wood E, Albarqouni L, Tkachuk S, Green CJ, Ahamad K, Nolan S, et al. Will this hospitalized patient develop severe alcohol withdrawal syndrome?: the rational clinical examination systematic review. *JAMA* 2018;320(8):825-33.
22. Mirijello A, D'Angelo C, Ferrulli A, Vassallo G, Antonelli M, Caputo F, et al. Identification and management of alcohol withdrawal syndrome. *Drugs* 2015;75(4):353-65.
23. Prakash R, Gupta D, Jose NA, Bhardwaj A. Risk factors for delirium tremens among individuals with alcohol use disorder in a tertiary care hospital. *Int J Sci Res* 2023;12(5):47-51.
24. Shukla A, Saurabh, Shukla A, Kukreti P, Kataria D. Assessing financial status, legal status, employment status and social relationships in patients with complicated and uncomplicated alcohol withdrawal. *Indian J Psychiatry* 2022;64(Suppl 3):S658.
25. Eyer F, Schuster T, Felgenhauer N, Pfab R, Strubel T, Saugel B, et al. Risk assessment of moderate to severe alcohol withdrawal-predictors for seizures and delirium tremens in the course of withdrawal. *Alcohol Alcohol* 2011;46(4):427-33.
26. Monte-Secades R, Blanco-Soto M, Díaz-Peromingo JA. Epidemiological and sociodemographic factors associated with complicated alcohol withdrawal syndrome. *Rev Clin Esp (Barc)* 2017;217(7):381-6.
27. Chien NH, Thi Thuy An L, Viet Chung N. Associated factors for the development of alcohol withdrawal delirium. *VNU J Sci Med Pharm Sci* 2022;38(3):1-8.
28. Saravithi J. Prevalence and associated factors of alcohol withdrawal delirium in trauma patients at a tertiary care hospital in lower northeastern Thailand. *J Psychiatr Assoc Thailand* 2025;70(3):407-29.
29. Teeratanatorn S, Ratta-apha W, Wansrisuthon W, Puangtai S, Sa-nguanpanich N. Factors associated with alcohol withdrawal or alcohol-withdrawal delirium among inpatients with alcohol use in a general hospital setting: a comparison before and during the COVID-19 pandemic. *Addicta* 2024;11(3):357-65.
30. Burapakajornpong N, Maneeton B, Srisurapanont M. Pattern and risk factors of alcohol withdrawal delirium. *J Med Assoc Thai* 2011;94(8):991-7.
31. Teetharatkul T, Vittayanont A. Delirium tremens in psychiatric ward at Songklanagarind Hospital. *J Health Sci Med Res* 2018;36(3):213-22.
32. Kalayasiri R, Sareedenchai P. Associated factors of delirium tremens in the inpatients receiving psychiatric consultation-liaison service for alcohol-related problems. *Chula Med J* 2022;66(1):57-64.
33. Ukranun W. Risk factors for alcohol withdrawal delirium in patient with alcohol dependence of Thanyarak Maehongson Hospital. *J Dept Med Serv* 2019;44(6):39-45.
34. Patrakorn A, Tippayawong T, Renuwattananon A, Rattanasang P, Lakkhanaphichonchat W, editors. Clinical practice guideline of alcohol withdrawal patient for multidisciplinary team. 2nd ed. Pathum Thani: Princess Mother National Institute on Drug Abuse Treatment; 2015.
35. Steel TL, Matson TE, Hallgren KA, Luce C, Achtmeyer CE, Bradley KA. Incidence of hospitalizations involving alcohol withdrawal syndrome in a primary care population. *JAMA Netw Open* 2024;7(10):e2438128.
36. Simel DL. Severe alcohol withdrawal syndrome. In: Simel DL, Rennie D, editors. *The rational clinical examination: evidence-based clinical diagnosis*. New York: McGraw-Hill Education; 2009. p. 649-58.
37. Maldonado JR, Sher Y, Ashouri JF, Hills-Evans K, Swendsen H, Lolak S, et al. The "Prediction of Alcohol Withdrawal Severity Scale" (PAWSS): systematic literature review and pilot study of a new scale for the prediction of complicated alcohol withdrawal syndrome. *Alcohol* 2014;48(4):375-90.
38. Hosmer DW Jr, Lemeshow S, Sturdivant RX. *Applied logistic regression*. 3rd ed. Hoboken (NJ): John Wiley & Sons; 2013.
39. Westreich D. Berkson's bias, selection bias, and missing data. *Epidemiology* 2012;23(1):159-64.
40. Brown ME, Anton RF, Malcolm R, Ballenger JC. Alcohol detoxification and withdrawal seizures: clinical support for a kindling hypothesis. *Biol Psychiatry* 1988;23(5):507-14.

อิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจที่มีต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพกับความเหนื่อยล้าในการดูแลของผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์

ณัฐนันท์ จันทรดวง*, ภาพันท์ ไทยพิสุทธิกุล*, ธนาดี ประชาสันต์*

*ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ ศึกษาอิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจที่มีผลต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพของผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมและภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล และศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อภาวะเหนื่อยล้า

วิธีการศึกษา เป็นการศึกษาเชิงพรรณนาแบบตัดขวาง กลุ่มตัวอย่างคือผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อม จำนวน 93 คน โดยประเมินบุคลิกภาพของผู้ดูแลด้วยแบบวัดบุคลิกภาพ International Personality Item Pool ฉบับภาษาไทย ประเมินภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลด้วยแบบประเมิน Zarit Burden Interview และประเมินความเข้มแข็งทางใจด้วยแบบประเมินพลังสุขภาพจิต (RQ ฉบับ 20 ข้อ) วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติเชิงพรรณนา วิเคราะห์ทางสถิติแบบหลายตัวแปรด้วยการวิเคราะห์ถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ ทดสอบอิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจของผู้ดูแลที่มีต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพกับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลด้วยการวิเคราะห์ปฏิสัมพันธ์ และคำนวณค่าพยากรณ์ภาวะเหนื่อยล้าที่ระดับต่างๆ ของบุคลิกภาพและความเข้มแข็งทางใจ เพื่ออธิบายลักษณะของปฏิสัมพันธ์ดังกล่าว

ผลการศึกษา จากผู้เข้าร่วมทั้งหมด 93 คน พบว่าปัจจัยของผู้ดูแลที่สัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลคือ บุคลิกภาพ neuroticism ($p = .713, p < .001$) และความเข้มแข็งทางใจ ($p = -.501, p < .001$) เมื่อวิเคราะห์ทางสถิติแบบหลายตัวแปรพบว่า บุคลิกภาพ neuroticism มีความสัมพันธ์ในเชิงบวกกับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล ($b = 5.826, 95\% \text{ CI } 4.13, 7.52, p < .001$) ส่วนคะแนนรวมของความเข้มแข็งทางใจ (RQ) มีความสัมพันธ์เชิงลบ ($b = -4.447, 95\% \text{ CI } -6.19, -2.71, p < .001$) ในการวิเคราะห์ปฏิสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพแบบ neuroticism กับความเข้มแข็งทางใจ ในการทำนายภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (interaction effect: $b = 1.859, 95\% \text{ CI } 0.21, 3.51, p = .027$) โดยผู้ดูแลที่มีบุคลิกภาพแบบ neuroticism ต่ำและมีความเข้มแข็งทางใจสูง มีค่าพยากรณ์คะแนนความเหนื่อยล้าต่ำกว่ากลุ่มที่มีความเข้มแข็งทางใจต่ำ

สรุป ความเข้มแข็งทางใจในระดับสูงลดโอกาสพบภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลที่มีบุคลิกภาพแบบ neuroticism ต่ำ สนับสนุนว่าความเข้มแข็งทางใจอาจเป็นเป้าหมายของการป้องกันภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลได้

คำสำคัญ บุคลิกภาพของผู้ดูแล ความเหนื่อยล้าของผู้ดูแล ความเข้มแข็งทางใจ ผู้ป่วยโรคสมองเสื่อม

Corresponding author: ภาพันท์ ไทยพิสุทธิกุล

ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล

E-mail: papan.jar@mahidol.ac.th

วันรับ 4 ธันวาคม 2568 วันแก้ไข 13 มีนาคม 2569 วันตอบรับ 16 มีนาคม 2569

The Effect of Resilience on the Relationship between Personality and Burden in Caregivers of Patient with Behavioral and Psychological Symptoms of Dementia (BPSD)

Natthanan Chanduang*, Papan Thaisuttikul*, Thanavadee Prachason*

*Department of Psychiatry, Faculty of Medicine Ramathibodi Hospital, Mahidol University

ABSTRACT

Objective: This study aimed to examine the association between mental resilience and the relationship between caregivers' personality traits and caregiver burden among caregivers of patients with dementia, and to identify factors associated with caregiver burden.

Methods: A Cross-sectional descriptive study was conducted among 93 caregivers of patients with dementia. The instruments used included the Thai version of the International Personality Item Pool (IPIP) to assess personality traits, the Zarit Burden Interview to measure caregiver burden, and the 20-item Resilience Quotient (RQ) to assess mental resilience. Data were analyzed using descriptive statistics and multivariate analysis with multiple linear regression. Interaction analysis was conducted to examine the moderating role of resilience on the relationship between personality traits and caregiver burden. Linear marginal prediction was conducted to clarify the characteristics of the interaction.

Results: Among the 93 participants, caregiver burden was associated with neuroticism personality trait ($\rho = .713$, $p < .001$) and mental resilience ($\rho = -.501$, $p < .001$). Multivariate analysis revealed that neuroticism was positively associated with caregiver burden ($b = 5.826$, 95% CI 4.13, 7.52, $p < .001$), while the total resilience score (RQ) was negatively associated with caregiver burden ($b = -4.447$, 95% CI -6.19, -2.71, $p < .001$). Interaction analysis showed a significant interaction between neuroticism and resilience in predicting burden (interaction effect: $b = 1.859$, 95% CI 0.21, 3.51, $p = .027$). Specifically, among caregivers with low neuroticism, those with high resilience had lower predicted burden scores compared to those with low resilience.

Conclusion: A high level of resilience is associated with a lower likelihood of burden among caregivers with a low level of neuroticism, suggesting the role of resilience as a potential target for interventions aiming at preventing caregiver burden.

Keywords: personality trait, caregiver burden, resilience, dementia

Corresponding author: Papan Thaisuttikul

E-mail: papan.jar@mahidol.ac.th

Received: 4 December 2025 Revised: 13 March 2026 Accepted: 16 March 2026

บทนำ

โรคสมองเสื่อมเป็นโรคที่เกิดความผิดปกติของความจำ ความคิด การใช้เหตุผล การใช้ภาษา การรับรู้สิ่งแวดล้อม และการเข้าสังคม ทำให้เกิดปัญหาทางความคิด การตัดสินใจ พฤติกรรม และอารมณ์ที่ผิดปกติไป มีผลกระทบต่อการใช้ชีวิตประจำวัน โรคสมองเสื่อมเป็นโรคที่มีความเรื้อรังและมีการเสื่อมถอยของอาการลงอย่างช้าๆ ทำให้ผู้ป่วยจึงต้องการความช่วยเหลือจากบุคคลในครอบครัวในการดูแลการใช้ชีวิตประจำวัน¹ ผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมร้อยละ 90²⁻⁶ มีอัตราการนอนโรงพยาบาลที่สูงขึ้น การช่วยเหลือตัวเองในการทำกิจวัตรประจำวันลดลง และทำให้คุณภาพชีวิตลดลง³ ซึ่งส่งผลให้การดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมมีความซับซ้อน และทำให้ผู้ดูแลผู้ป่วยกลุ่มนี้เกิดภาวะเหนื่อยล้าจากการดูแลได้มากขึ้นด้วย

ปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อม (behavioral and psychological symptoms of dementia, BPSD) ประกอบด้วย อาการทางจิต คือ อาการหลงผิด (delusion) พบได้ร้อยละ 31 และประสาทหลอน (hallucination) พบได้ร้อยละ 16 อาการทางด้านอารมณ์ คือ ภาวะซึมเศร้า (depression) พบได้ร้อยละ 42 ภาวะวิตกกังวล (anxiety) และภาวะไร้อารมณ์ (apathy) พบได้ร้อยละ 49 อาการทางจิต พฤติกรรม เช่น ก้าวร้าวและภาวะอยู่ไม่สุข (aggression and agitation) พบได้ร้อยละ 40 และการนอนหลับที่ผิดปกติ (sleep disturbance) พบได้ร้อยละ 39^{3,7} อาจจะมีอาการอื่นๆ ร่วมด้วย เช่น อาการหวาดระแวง ควบคุมตัวเองได้น้อย พฤติกรรมทางเพศที่ไม่เหมาะสม พฤติกรรมด้านการกินที่เปลี่ยนไป พฤติกรรมทำสิ่งเดิมซ้ำๆ พฤติกรรมเดินเร่ร่อนออกจากบ้าน การมีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ บ่งบอกถึงการพยากรณ์โรคที่ไม่ดี สัมพันธ์กับอาการของโรคสมองเสื่อมที่เป็นมากขึ้น และมีผลกระทบต่อผู้ดูแล กล่าวคือ เพิ่มความเครียด ความทุกข์ใจ และความรู้สึกเป็นภาระกับผู้ดูแล ทำให้ผู้ดูแลเกิดภาวะเหนื่อยล้าขึ้น และอาจทำให้ผู้ป่วยถูกทอดทิ้งหรือถูกทารุณกรรมจากผู้ดูแลที่ขาดความรู้ความเข้าใจในตัวโรคได้⁸

ภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล (caregiver burden) เป็นภาวะที่เกิดจากหลายปัจจัย ไม่ว่าจะเป็นด้านร่างกาย จิตใจ สังคม หรือภาระค่าใช้จ่ายในการดูแล ผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่ต้องมีผู้ดูแลในการทำกิจวัตรประจำวัน จึงสามารถพบภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลได้บ่อย ซึ่งจะส่งผลกระทบต่อทั้งผู้ดูแลและผู้ป่วย มีการศึกษาถึงผลกระทบของปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ของผู้ป่วย

โรคสมองเสื่อมต่อการเกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล พบว่าอาการที่ส่งผลกระทบต่ออาการดูแลและมีความสัมพันธ์กับการเกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล ได้แก่ ก้าวร้าว ภาวะอยู่ไม่สุข ปัญหาด้านการนอน และพฤติกรรมแปลกๆ ซ้ำๆ^{4,5,9-11} นอกจากนี้ยังมีอาการอื่นๆ ที่ทำให้ผู้ดูแลเกิดภาวะเหนื่อยล้า เช่น ความคิดหลงผิด และอาการประสาทหลอน^{4,5,9} ซึมเศร้า^{2,5} อาการไร้อารมณ์^{2,9} อีกทั้งปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมก็ส่งผลต่อความรุนแรงของตัวโรคและการช่วยเหลือตัวเองที่ลดลง นอกจากปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมแล้ว พบว่าปัจจัยบางอย่างจากผู้ดูแลก็มีส่วนที่ทำให้เกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลได้เช่นกัน อาทิ ผู้ดูแลที่เป็นเพศหญิง เป็นคู่สมรสของผู้ป่วย^{13,14} ขาดการสนับสนุนจากครอบครัวในการดูแล^{1,12,14,15} ขาดความรู้ในการดูแล⁸ มีปัญหาความสัมพันธ์กับผู้ป่วย¹⁰ มีการจัดการอารมณ์และวิธีการแก้ปัญหาที่ไม่เหมาะสม^{10,16-18} ผู้ดูแลที่มีภาวะซึมเศร้าและวิตกกังวลเกี่ยวกับการดูแล^{1,17} หรือบุคลิกภาพของผู้ดูแลเองก็มีผลต่อภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล จากการดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ด้วย

ในปัจจุบันมีการศึกษาจำนวนหนึ่งที่เกี่ยวข้องกับบุคลิกภาพของผู้ดูแลที่มีผลต่อการเกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล การศึกษาส่วนใหญ่จะศึกษาบุคลิกภาพตามแบบ Five Factor model¹⁹⁻²² ที่แบ่งบุคลิกภาพของคนเป็น 5 องค์ประกอบ ได้แก่ neuroticism, extraversion, openness to experience, agreeableness และ conscientiousness ผลการศึกษาที่ผ่านมาพบว่าบุคลิกภาพของผู้ดูแลส่งผลต่อการเกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลได้^{18,23,24} และยังสัมพันธ์กับปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมและวิธีการรับมือกับปัญหาของผู้ดูแล¹⁶ นอกจากนี้บุคลิกภาพยังส่งผลต่ออารมณ์ด้วย¹⁸ เช่น ผู้ดูแลที่มีบุคลิกภาพแบบ neuroticism คาดเดาได้ว่ามีโอกาสเกิดภาวะเหนื่อยล้าและภาวะซึมเศร้าของผู้ดูแลได้ ซึ่งสัมพันธ์กับวิธีการแก้ปัญหาที่ไม่เหมาะสมในการดูแล^{24,25} ในขณะที่บุคลิกภาพแบบ extraversion และ agreeable จะลดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลและการเกิดภาวะซึมเศร้าได้²⁴

ความเข้มแข็งทางใจ (resilience) ถูกกล่าวถึงมากขึ้นในปัจจุบันกรมสุขภาพจิตได้ให้คำนิยามของความเข้มแข็งทางใจหรือพลังสุขภาพจิตไว้คือ ความสามารถทางอารมณ์และจิตใจในการปรับตัวและฟื้นตัวกลับสู่สภาวะปกติภายหลังที่พบกับเหตุการณ์วิกฤต หรือสถานการณ์ที่ก่อให้เกิดความยากลำบากในชีวิต

เป็นคุณสมบัติอย่างหนึ่งที่ช่วยให้บุคคลผ่านพ้นปัญหา อุปสรรค และดำเนินชีวิตได้อย่างมีความสุข²⁶ งานวิจัยในต่างประเทศเองก็ศึกษาเกี่ยวกับความเข้มแข็งทางใจและให้นิยามไว้ว่าความสามารถส่วนบุคคลในการทนต่อความเครียดและการยอมรับต่อการสิ่งที่เปลี่ยนแปลงได้ สามารถปรับตัวจากปัญหาอุปสรรคที่เข้ามาในชีวิต สามารถจัดการกับปัญหาหรือการเจ็บป่วยนั้นได้ สามารถยืนหยัดด้วยความเข้มแข็งภายในจิตใจ สามารถปรับตัวยอมรับการเปลี่ยนแปลง และสามารถใช้ชีวิตต่อไปได้⁹ ความเข้มแข็งทางใจจึงจำเป็นอย่างยิ่งสำหรับผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ เนื่องจากเป็นภาวะที่ยากลำบากและสร้างความเหนื่อยล้าอย่างมากให้แก่ผู้ดูแลมีการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างความเข้มแข็งทางใจและการเกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล พบว่าการมีความเข้มแข็งทางใจมีความสัมพันธ์กับการเกิดภาวะเหนื่อยล้า โดยความเข้มแข็งทางใจจะช่วยลดการเกิดภาวะเหนื่อยล้าได้^{27,28}

อย่างไรก็ดี จากการทบทวนวรรณกรรมพบว่ายังไม่มีงานวิจัยที่ศึกษาอิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจที่มีผลต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพและความเหนื่อยล้าจากการดูแลภายใต้กรอบแนวคิดที่ว่าความเข้มแข็งทางใจมีอิทธิพลต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพของผู้ดูแลและความเหนื่อยล้า กล่าวคือ แม้ผู้ดูแลจะมีบุคลิกภาพที่มีแนวโน้มที่คาดเดาว่า จะเกิดภาวะเหนื่อยล้า เช่น บุคลิกภาพแบบ neuroticism แต่การมีความเข้มแข็งทางใจที่สูงจะมีอิทธิพลช่วยลดความเหนื่อยล้าได้มากกว่าผู้ดูแลที่มีบุคลิกภาพแบบ neuroticism แต่มีระดับความเข้มแข็งทางใจที่ต่ำ

โครงการวิจัยนี้จึงต้องการศึกษาหาอิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจ ที่มีผลต่อความเหนื่อยล้าจากการดูแลกับบุคลิกภาพของผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อม และศึกษาปัจจัยอื่นๆ ที่มีผลต่อการเกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลโดยมีสมมติฐานว่าแม้ผู้ดูแลของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมจะมีบุคลิกภาพที่มีแนวโน้มในการเกิดภาวะเหนื่อยล้าจากการดูแลผู้ป่วย แต่การมีความเข้มแข็งทางใจจะสามารถลดผลกระทบของความเหนื่อยล้าจากการดูแลได้

วิธีการศึกษา

ผู้เข้าร่วมวิจัยและรูปแบบงานวิจัย

งานวิจัยนี้เป็นการศึกษาเชิงพรรณนาแบบตัดขวาง โดยมีกลุ่มตัวอย่าง คือ ผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ ที่เข้ารับการรักษาที่แผนก

ผู้ป่วยนอกจิตเวช และคลินิกความจำ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล มีคุณสมบัติคัดเข้าคือ ผู้ดูแลต้องอายุมากกว่า 18 ปี มีประสบการณ์ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ มาอย่างน้อย 3 เดือน อาศัยอยู่ร่วมกับผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ สามารถสื่อสารด้วยภาษาไทยได้ และยินยอมเข้าร่วมการวิจัย มีคุณสมบัติคัดออก คือ ผู้ดูแลที่มีโรคแทรกซ้อนทางกายที่ไม่สามารถควบคุมได้ และเป็นผู้ดูแลที่ถูกจ้างจากครอบครัวของผู้ป่วย

เครื่องมือที่ใช้ในการวิจัย

บุคลิกภาพของผู้ดูแล (caregiver's personality traits) ประเมินด้วยแบบวัดบุคลิกภาพ International Personality Item Pool (IPIP-NEO) ฉบับภาษาไทย ที่พัฒนาโดย พนิดาและ Cooper²⁹ ซึ่งถูกแปลมาจาก IPIP-NEO ฉบับภาษาอังกฤษ ใช้วัดบุคลิกภาพ 5 องค์ประกอบตาม the Five Factor model²¹ ได้แก่ neuroticism, extraversion, openness, agreeableness และ conscientiousness ประกอบด้วยคำถามจำนวน 30 ข้อ ประกอบด้วยคำถามสำหรับบุคลิกภาพแบบ neuroticism 8 ข้อ, บุคลิกภาพแบบ extraversion 3 ข้อ, บุคลิกภาพแบบ openness 6 ข้อ, บุคลิกภาพแบบ agreeableness 5 ข้อ และบุคลิกภาพแบบ conscientiousness 8 ข้อ โดยมีค่าความสอดคล้องภายในแต่ละด้านอยู่ในระดับที่ยอมรับได้ถึงระดับดี (Cronbach's Alpha for neuroticism = 0.83, extraversion = 0.76, agreeableness = 0.37, openness = 0.67, conscientiousness = 0.73)²⁹

ภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล (caregiver burden) ประเมินด้วยแบบประเมินภาระการดูแล (Zarit Burden Interview; ZBI) พัฒนามาจาก Zarit Burden Interview ของ Zarit และคณะ³⁰ ฉบับแปลภาษาไทย โดยอรรพรรณและคณะ จำนวน 12 ข้อ³¹ จำแนกการประเมินเป็น 3 มิติ คือ ผลกระทบ (ข้อ 1, 7 - 10) ความเครียด (ข้อ 2 - 6) และความรู้สึกลำบากใจ (ข้อ 11, 12) มีลักษณะคำถามเป็นมาตราประมาณค่า 5 ระดับ จากคะแนน 0 - 4 ได้แก่ ไม่มีเลย, นานๆ ครั้ง, บางครั้ง, ค่อนข้างบ่อย และแทบทุกครั้ง สำหรับเกณฑ์การแปลผลคะแนนแบ่งเป็น มีความเหนื่อยล้าในระดับต่ำ (0 - 10 คะแนน) มีความเหนื่อยล้าระดับปานกลาง (11 - 20 คะแนน) และมีความเหนื่อยล้าในระดับสูง (มากกว่า 20 คะแนน) โดยที่มีค่าดัชนีความสอดคล้องอยู่ในเกณฑ์ยอมรับได้ หลังจากปรับค่าความสัมพันธ์ระหว่างข้อคำถาม คำนวณหาค่า

อยู่ในเกณฑ์ดีระหว่าง 0.75 - 0.95 มีความสอดคล้องภายใน (Cronbach's alpha) 0.88³¹

ความเข้มแข็งทางใจ (resilience) ประเมินด้วยแบบประเมินพลังสุขภาพจิต (Resilience Quotient; RQ ฉบับ 20 ข้อ) ของกรมสุขภาพจิต²⁶ ใช้สอบถามความคิด ความรู้สึก และพฤติกรรมในรอบ 3 เดือนที่ผ่านมา แบ่งออกเป็น 3 ด้าน ได้แก่ ด้านความมั่นคงทางอารมณ์ จำนวน 10 ข้อ ด้านกำลังใจ จำนวน 5 ข้อ และด้านการจัดการกับปัญหา จำนวน 5 ข้อ รวมจำนวน 20 ข้อ ประกอบด้วยข้อคำถามทางบวก จำนวน 15 ข้อ และข้อคำถามทางลบ จำนวน 5 ข้อ มีลักษณะคำตอบเป็นแบบมาตรประมาณค่า 4 ระดับ จากคะแนน 1 - 4 ของข้อคำถามทางบวก ได้แก่ ไม่จริง, จริงบางครั้ง, ค่อนข้างจริง และจริงมาก ส่วนข้อคำถามทางลบให้คะแนนในลักษณะตรงกันข้าม สำหรับเกณฑ์การแปลผลคะแนนแบ่งออกเป็น 3 ระดับ ได้แก่ มีพลังสุขภาพจิตต่ำกว่าเกณฑ์ปกติ (20 - 54 คะแนน) ในเกณฑ์ปกติ (55 - 69 คะแนน) และสูงกว่าเกณฑ์ปกติ (70 - 80 คะแนน) มีความเชื่อมั่นเท่ากับ 0.75²⁶

ข้อมูลทั่วไปของผู้ดูแล (caregiver) ได้แก่ อายุ เพศ ความสัมพันธ์กับผู้ป่วย ระยะเวลาที่ดูแลผู้ป่วย (เดือน) จำนวนชั่วโมงที่ดูแลผู้ป่วยต่อวัน (ชั่วโมง) และการเจ็บป่วยของผู้ดูแล

ข้อมูลของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ (dementia with BPSD) ได้แก่ อายุ เพศ ระยะเวลาที่ป่วยโรคสมองเสื่อม (ปี) ชนิดของโรคสมองเสื่อม อาการผิดปกติทางด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ ประเมินด้วย Neuropsychiatric Inventory (NPI) ประกอบด้วยอาการทั้งหมด 12 ด้าน ได้แก่ ความคิดหลงผิด อาการประสาทหลอน อาการกระสับกระส่ายหรือก้าวร้าว อาการซึมเศร้า อาการวิตกกังวล อารมณ์ร้ายแรงเกินเหตุ ความเฉยเมย ความไม่ยับยั้งชั่งใจ อารมณ์หงุดหงิดหรือเปลี่ยนแปลงง่าย พฤติกรรมแปลกๆ ซ้ำๆ ปัญหาการนอน การกินที่ผิดปกติ ในแต่ละอาการจะประเมินว่าผู้ป่วยมีอาการหรือไม่ หากมีอาการจะประเมินระดับความรุนแรงด้วยคะแนน 1 - 3 ได้แก่ รุนแรงน้อย ปานกลาง และมากตามลำดับ^{32,33} อาการและความรุนแรงที่เกิดขึ้นได้จากการสอบถามผู้ดูแลและการทำกิจวัตรประจำวัน ประเมินด้วย The Barthel Activities of Daily Index; ADL ประกอบด้วย Feeding (การรับประทานอาหาร), Grooming (การล้างหน้า หวีผม แปรงฟัน), Transfer (ลุกนั่งจากที่นอน หรือจากเตียงไปยังเก้าอี้), Toilet use (การใช้ห้องน้ำ), Mobility (การเคลื่อนที่ภายในห้องหรือบ้าน),

Dressing (การสวมใส่เสื้อผ้า), Stairs (การขึ้นลงบันได 1 ชั้น), Bathing (การอาบน้ำ), Bowels (การกลั่นถ่ายอุจจาระ) และ Bladder (การกลั่นปัสสาวะ) คะแนนรวม 20 คะแนน แบ่งออกเป็น มีภาวะพึ่งพาโดยสมบูรณ์ (0 - 4 คะแนน) มีภาวะพึ่งพารุนแรง (5 - 8 คะแนน) มีภาวะพึ่งพาปานกลาง (9 - 11 คะแนน) และ ไม่เป็นการพึ่งพา (12 - 20 คะแนน)³⁴ ได้จากการสอบถามผู้ดูแล

การคำนวณขนาดตัวอย่างสำหรับการวิเคราะห์ผล

การคำนวณขนาดตัวอย่างสำหรับการวิเคราะห์ ผู้วิจัยคำนวณด้วยโปรแกรม G*Power version 3.1^{35,36} โดยคาดว่าปฏิสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพกับความเข้มแข็งทางใจของผู้ดูแลน่าจะมีอิทธิพลขนาดเล็กถึงปานกลาง (effect sizes $f^2 = 0.07$) และมีตัวแปรทำนาย จำนวน 6 ตัวแปร และจำนวนตัวแปรที่ต้องการตรวจสอบ 1 ตัวแปร คือ interaction term ระหว่างบุคลิกภาพกับความเข้มแข็งทางใจของผู้ดูแล จะต้องใช้ขนาดตัวอย่าง 115 คน จึงจะเพียงพอที่จะตรวจพบขนาดอิทธิพลดังกล่าวด้วย power = 80% และ $\alpha = 0.05$

การวิเคราะห์ผลการศึกษา

การวิเคราะห์ผลการศึกษาด้วยโปรแกรม SPSS version 30.0 และ Stata version 16.1 เนื่องจากการศึกษานี้มีข้อมูลขาดหาย (missing data) 5 ราย (5.4%) การทดสอบด้วย Little's MCAR test พบว่าเป็นการขาดหายแบบสุ่มอย่างสมบูรณ์ ($\chi^2(26) = 22.2, p = .68$) ผู้วิจัยจึงจัดการข้อมูลขาดหายด้วยวิธี pairwise deletion บรรยายข้อมูลพื้นฐานทั่วไปของกลุ่มตัวอย่างโดยใช้สถิติเชิงพรรณนา ในการศึกษาความสัมพันธ์ของปัจจัยของผู้ดูแลและปัจจัยของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมกับการเกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลใช้สถิติ Independent t-test และ ANOVA ในการเปรียบเทียบคะแนนภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลสำหรับตัวแปรเชิงกลุ่มที่มี 2 กลุ่ม และมากกว่า 2 กลุ่ม ตามลำดับ และใช้สถิติ Pearson's correlation และ Spearman correlation ในการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลกับตัวแปรต่อเนื่องที่มีการกระจายตัวแบบปกติและไม่ปกติ ตามลำดับ หลังจากนั้นจึงวิเคราะห์ทางสถิติแบบหลายตัวแปรด้วยการวิเคราะห์ถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ (multiple linear regression) เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ของภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล (dependent variable) กับลักษณะของผู้ดูแล (independent variable) ได้แก่ บุคลิกภาพทั้ง 5 แบบ และความเข้มแข็งทางใจ โดยกำหนดให้ตัวแปรอายุและเพศ

ของผู้ดูแล และปัจจัยอื่นๆ ของผู้ดูแล และผู้ป่วยโรคสมองเสื่อม ที่พบว่ามีความสัมพันธ์กับคะแนนความเหนื่อยล้าของผู้ดูแล เป็นตัวควบคุม ขั้นสุดท้าย จึงทดสอบปฏิสัมพันธ์ระหว่าง ความเข้มแข็งทางใจของผู้ดูแลกับบุคลิกภาพที่มีความสัมพันธ์กับ ภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลด้วยการวิเคราะห์ปฏิสัมพันธ์ (interaction analysis) โดยกำหนดคะแนนบุคลิกภาพ ความเข้มแข็งทางใจ และ ผลคูณของคะแนนบุคลิกภาพและความเข้มแข็งทางใจเป็นตัวแปรต้น ในการทำนายค่าภาวะเหนื่อยล้า และคำนวณค่าพยากรณ์ ภาวะเหนื่อยล้าที่ระดับต่างๆ ของบุคลิกภาพ และความเข้มแข็ง ทางใจ เพื่ออธิบายลักษณะของปฏิสัมพันธ์ดังกล่าว โดยระดับต่ำ หมายถึง คะแนนต่ำกว่าค่าเฉลี่ยหนึ่งส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (mean - SD) ระดับกลาง หมายถึง คะแนนเท่ากับค่าเฉลี่ย (mean) และระดับสูง หมายถึง คะแนนสูงกว่าค่าเฉลี่ยหนึ่งส่วนเบี่ยงเบน มาตรฐาน (mean + SD) และแสดงผลเป็นแผนภาพด้วย marginal plot ในการวิเคราะห์ถดถอยเชิงเส้นพหุคูณทั้งหมด มีการตรวจสอบ multicollinearity พบว่าค่า variance inflation factor < 10 และ ในการศึกษานี้กำหนดค่านัยสำคัญทางสถิติที่ $p < .05$

ข้อพิจารณาด้านจริยธรรม

การศึกษานี้ได้รับการอนุมัติจากคณะกรรมการจริยธรรม การวิจัยในมนุษย์ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล เลขที่ MURA2024/661 วันที่รับรอง 19 กันยายน 2567 ผู้เข้าร่วมการวิจัยทุกรายได้รับข้อมูลเกี่ยวกับการวิจัยอย่างครบถ้วน และลงนามในเอกสารยินยอมเข้าร่วม การวิจัยก่อนเริ่มการเก็บข้อมูล ข้อมูลทั้งหมดถูกเก็บเป็นความลับ และนำเสนอในภาพรวมเท่านั้น

ผลการศึกษา

ลักษณะกลุ่มตัวอย่างและความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้า ของผู้ดูแล

การวิจัยนี้มีผู้เข้าร่วมวิจัยทั้งหมด 93 คน ข้อมูลทั่วไปของ ผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อม บุคลิกภาพของผู้ดูแล แสดงดังตาราง ที่ 1 จากการวิเคราะห์หาความสัมพันธ์ของปัจจัยในส่วนของผู้ดูแล ที่สัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้า พบว่าปัจจัยที่มีความสัมพันธ์กับ ภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ อายุ ของผู้ดูแล ($r = -.214, p = .040$) บุคลิกภาพแบบ neuroticism ($p = .713, p < .001$) บุคลิกภาพแบบ conscientiousness ($p = -.285, p = .006$) และความเข้มแข็งทางใจ ($p = -.501, p < .001$)

ข้อมูลทั่วไปของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้าน พฤติกรรมจิตใจ และอารมณ์แสดงดังตารางที่ 2 จากการวิเคราะห์ หาความสัมพันธ์ของอาการด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลพบว่า อาการที่มีความสัมพันธ์ กับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่ ความคิดหลงผิด ($p = .414, p < .001$) อาการกระสับกระส่าย ($p = .291, p = .007$) อาการวิตกกังวล ($p = .303, p = .005$) ความไม่ยับยั้งชั่งใจ ($p = .292, p = .006$) อารมณ์หงุดหงิดหรือเปลี่ยนแปลงง่าย ($p = .310, p = .004$) และพฤติกรรมแปลกๆ ซ้ำๆ ($p = .369, p < .001$) ส่วนประเภทของโรคสมองเสื่อมและการทำกิจวัตรประจำวัน พบว่า ไม่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล

ความสัมพันธ์ระหว่างลักษณะของผู้ดูแลกับภาวะเหนื่อยล้า ของผู้ดูแลจากการวิเคราะห์ทางสถิติแบบหลายตัวแปร

เมื่อนำปัจจัยที่มีความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญที่สัมพันธ์ กับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล จากการวิเคราะห์ความสำคัญ แบบตัวแปรเดียว (univariate analysis) ได้แก่ บุคลิกภาพของผู้ดูแล และความเข้มแข็งทางใจมาหาความสัมพันธ์โดยวิเคราะห์ทางสถิติ แบบหลายตัวแปร (multivariate analysis) โดยควบคุมตัวแปรอื่นๆ ได้แก่ อายุของผู้ดูแล เพศของผู้ดูแล และอาการด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ ที่มีผลสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล อย่างมีนัยสำคัญ กล่าวคือความคิดหลงผิด อาการกระสับกระส่าย อาการวิตกกังวล ความไม่ยับยั้งชั่งใจ อารมณ์หงุดหงิดหรือ เปลี่ยนแปลงง่าย และพฤติกรรมแปลกๆ ซ้ำๆ พบว่าบุคลิกภาพแบบ neuroticism มีความสัมพันธ์ในเชิงบวกกับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล ($b = 5.826, 95\% \text{ CI } 4.13, 7.52, p < .001$) ส่วนคะแนนรวมของ ความเข้มแข็งทางใจ (RQ) มีความสัมพันธ์เชิงลบ ($b = -4.447, 95\% \text{ CI } -6.19, -2.71, p < .001$) แสดงดังตารางที่ 3

อิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจที่มีต่อความสัมพันธ์ระหว่าง บุคลิกภาพกับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล

เมื่อทดสอบปฏิสัมพันธ์ (interaction) ระหว่างบุคลิกภาพ แบบ neuroticism กับความเข้มแข็งทางใจที่มีอิทธิพลต่อภาวะ เหนื่อยล้าของผู้ดูแล พบว่าปฏิสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพ แบบ neuroticism กับคะแนนรวมของความเข้มแข็งทางใจ มีความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญ ทางสถิติ (interaction effect: $b = 1.859, 95\% \text{ CI } 0.21, 3.51, p = .027$) บ่งชี้ว่าความเข้มแข็งทางใจมีอิทธิพลในการเปลี่ยนแปลง ความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพแบบ neuroticism กับภาวะ เหนื่อยล้าในผู้ดูแล

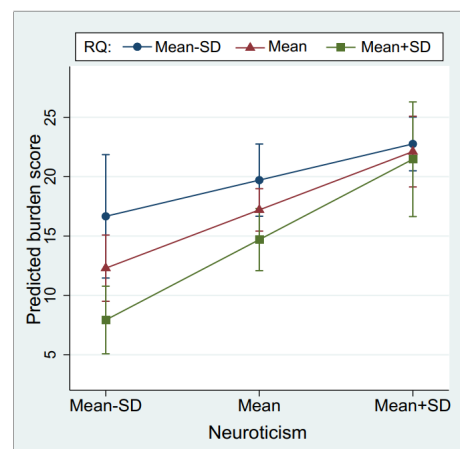
ตารางที่ 1 ลักษณะของผู้ดูแลและความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล

	N (%)	ZBI score Mean (SD)	Correlation coefficient	P-value
เพศ				.429 ^a
ชาย	22 (23.7)	12.6 (10.9)		
หญิง	71 (76.3)	16.5 (9.0)		
อายุ (ปี), mean (SD)	56.3 (13.9)		-.214	.040 ^b
ความสัมพันธ์กับผู้ป่วย				.140 ^c
คู่สมรส	20 (21.5)	13.6 (9.23)		
พี่น้อง	9 (9.7)	13.2 (12.1)		
บุตร-ธิดา	58 (62.4)	17.2 (9.3)		
อื่นๆ	6 (6.5)	9.8 (3.4)		
ระยะเวลาที่ดูแลผู้ป่วย (เดือน), median (IQR)	51.7 (45.2)		.062	.587 ^d
จำนวนชั่วโมงที่ดูแลผู้ป่วย (ชั่วโมงต่อวัน), median (IQR)	13.2 (8.6)		-.092	.413 ^d
บุคลิกภาพ (IPIP-NEO), median (IQR)				
Neuroticism	21 (5)		.713	<.001 ^d
Extraversion	9 (2)		.017	.875 ^d
Agreeableness	20 (3)		-.130	.229 ^d
Openness	18 (3)		-.051	.628 ^d
Conscientiousness	30 (4)		-.285	.006 ^d
ความเข้มแข็งทางใจ (RQ), median (IQR)	65 (11)		-.501	<.001 ^d

^aIndependent t-test; ^bPearson's correlation, ^cANOVA, ^dSpearman's correlation

IPIP-NEO = International Personality Item Pool – NEO, RQ = Resilience Quotient

จากการวิเคราะห์ค่าพยากรณ์ภาวะเหนื่อยล้า (predicted margins) ที่ระดับต่างๆ ของบุคลิกภาพแบบ neuroticism และความเข้มแข็งทางใจ พบว่าในกลุ่มที่มีระดับบุคลิกภาพแบบ neuroticism ที่ต่ำ (mean-SD) มีค่าพยากรณ์ภาวะเหนื่อยล้าลดลงตามระดับความเข้มแข็งทางใจที่เพิ่มขึ้น (รูปภาพที่ 1) กล่าวคือในกลุ่มที่มีความเข้มแข็งทางใจระดับต่ำ (mean - SD) ระดับกลาง (mean) และระดับสูง (mean + SD) มีค่าพยากรณ์ภาวะเหนื่อยล้าเท่ากับ 7.9 (95% CI 5.3, 10.4), 10.9 (95% CI 8.4, 13.3) และ 13.8 (95% CI 9.3, 18.3) ตามลำดับ (ตารางที่ 4) ซึ่งความสัมพันธ์ดังกล่าวจะมีขนาดลดลงในกลุ่มที่มีบุคลิกภาพแบบ neuroticism ที่ระดับกลาง (mean) และไม่พบการเพิ่มขึ้นของค่าพยากรณ์ภาวะเหนื่อยล้าที่แปรผันตามระดับความเข้มแข็งทางใจอย่างชัดเจนในกลุ่มที่มีบุคลิกภาพแบบ neuroticism สูง (mean + SD) ดังรูปภาพที่ 1 และตารางที่ 4



รูปภาพที่ 1 แผนภาพปฏิสัมพันธ์แสดงความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพแบบ neuroticism และภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล แยกตามระดับความเข้มแข็งทางใจ (น้ำเงิน: ระดับต่ำกว่าค่าเฉลี่ย (mean - SD), แดง: ค่าเฉลี่ย (mean), เขียว: ระดับสูงกว่าค่าเฉลี่ย (mean + SD)) และระดับบุคลิกภาพแบบ neuroticism ที่ค่าเฉลี่ย (mean), ระดับต่ำกว่าค่าเฉลี่ย (mean - SD), ระดับสูงกว่าค่าเฉลี่ย (mean + SD)

RQ = Resilience Quotient

ตารางที่ 2 ลักษณะของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ และความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล

	N (%)	ZBI score Mean (SD)	Correlation Coefficient	P-value
เพศ				.699 ^a
ชาย	26 (28.0)	15.6 (9.4)		
หญิง	67 (72.0)	15.6 (9.6)		
อายุ (ปี), mean (SD)	78.9 (8.7)		-.067	.522 ^b
ชนิดของโรคสมองเสื่อม				.388 ^c
Alzheimer's disease (AD)	34 (36.6)	16.8 (8.9)		
Vascular dementia (VaD)	16 (17.2)	12.3 (8.9)		
AD with VaD	19 (20.2)	14.7 (10.0)		
Others	24 (25.8)	16.9 (10.3)		
กลุ่มอาการผิดปกติทางด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์, median (IQR)				
ความคิดหลงผิด	1 (2)		.414	< .001 ^d
ประสาทหลอน	1 (1)		.175	.107 ^d
กระสับกระส่าย ก้าวร้าว	1 (2)		.291	.007 ^d
ซึมเศร้า	1 (1)		.195	.072 ^d
วิตกกังวล	1 (1)		.303	.005 ^d
อารมณ์ร้ายเกินเหตุ	1 (1)		.155	.153 ^d
ความเฉยเมย	1 (1)		.205	.059 ^d
ความไม่ยับยั้งชั่งใจ	1 (2)		.292	.006 ^d
หงุดหงิด อารมณ์ เปลี่ยนแปลงง่าย	1 (1)		.310	.004 ^d
พฤติกรรมแปลกๆ ซ้ำๆ	1 (1)		.369	< .001 ^d
ปัญหาการนอน	2 (1)		.199	.066 ^d
การกินที่ผิดปกติ	1 (1)		.180	.098 ^d
การทำกิจวัตรประจำวัน (Barthal index), mean (SD)	14.0 (5.9)		-.062	.567 ^d

^a Independent t-test; ^b Pearson's correlation, ^c ANOVA, ^d Spearman's correlation

ตารางที่ 3 การวิเคราะห์ทางสถิติแบบหลายตัวแปรเพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างลักษณะของผู้ดูแลกับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล

ตัวแปรอิสระ	b	SE	P-value	95% (Conf. Interval)
บุคลิกภาพ				
Neuroticism	5.826	.852	< .001	4.13, 7.52
Extraversion	1.189	1.037	.256	-0.88, 3.26
Agreeableness	-.896	1.019	.382	-0.93, 0.14
Openness	-.063	1.040	.951	-2.14, 2.01
Conscientiousness	-1.414	1.016	.168	-3.44, 0.61
ความเข้มแข็งทางใจ (RQ) คะแนนรวม	-4.447	.872	< .001	-6.19, -2.71

หมายเหตุ: ความคุมตัวแปรอื่นๆ ได้แก่ อายุของผู้ดูแล เพศของผู้ดูแล อาการด้านพฤติกรรม จิตใจและอารมณ์ คือ ความคิดหลงผิด อาการกระสับกระส่าย อาการวิตกกังวล ความไม่ยับยั้งชั่งใจ อารมณ์หงุดหงิดหรือเปลี่ยนแปลงง่าย และพฤติกรรมแปลกๆ ซ้ำๆ

RQ = Resilience Quotient

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์ภาวะเหนื่อยล้า (95% CI) ที่ระดับต่างๆ ของบุคลิกภาพแบบ neuroticism และความเข้มแข็งทางใจ

บุคลิกภาพแบบ Neuroticism	ความเข้มแข็งทางใจ		
	ต่ำ (mean - SD)	กลาง (mean)	สูง (mean + SD)
ต่ำ (mean - SD)	13.8 (9.3 - 18.3)	18.4 (15.6 - 21.1)	22.9 (20.7 - 25.1)
กลาง (mean)	10.9 (8.4 - 13.3)	16.9 (15.2 - 18.6)	23.0 (20.2 - 25.7)
สูง (mean + SD)	7.9 (5.3 - 10.4)	15.5 (13.0 - 17.9)	23.0 (18.6 - 27.6)

วิจารณ์

การดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ มีผลกระทบต่อผู้ดูแลได้จากอาการต่างๆ เพิ่มความเครียด ความทุกข์ใจ และความรู้สึกเป็นภาระกับผู้ดูแล จึงส่งผลให้เกิดภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลได้บ่อย ซึ่งภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลก็เกิดขึ้นได้จากปัจจัยหลายอย่าง ไม่ว่าจะเป็นเกิดจากปัจจัยของผู้ดูแลเอง หรืออาจจะมาจากปัจจัยด้านผู้ป่วย เช่น อาการผิดปกติด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์จากการศึกษาในปัจจุบันพบว่าบุคลิกภาพของผู้ดูแลส่งผลต่อการเกิดภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลได้^{18,23,24} แต่ก็มีการศึกษาถึงปัจจัยที่จะช่วยลดภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลได้ก็คือความเข้มแข็งทางใจ^{27,28} การวิจัยนี้จึงมีวัตถุประสงค์ในการศึกษาอิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจที่มีผลต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพของผู้ดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมและภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล และศึกษาปัจจัยอื่นๆ ที่มีความสัมพันธ์ต่อการเกิดภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล โดยมีสมมติฐานหลักคือ แม้ผู้ดูแลของผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมจะมีบุคลิกภาพที่มีแนวโน้มในการเกิดภาวะเหนื่อยล้าจากการดูแลผู้ป่วย แต่การมีความเข้มแข็งทางใจจะสามารถลดผลกระทบของความเหนื่อยล้าจากการดูแลได้

จากการศึกษาปัจจัยจากตัวผู้ดูแลที่ผ่านมาพบว่าเพศหญิงจะมีแนวโน้มเกิดภาวะเหนื่อยล้าได้มากกว่าเพศชาย^{12,27} ซึ่งอาจจะเกิดจากเพศหญิงมักจะมีบทบาทในการดูแลผู้ป่วยมากกว่าเพศชาย ในขณะที่เพศชายอาจจะไม่ได้สนใจในด้านอารมณ์หรือความเหนื่อยล้าได้มากเท่ากับในเพศหญิง²⁷ แต่ในการวิจัยนี้พบว่าระหว่างเพศไม่ได้มีความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ที่พบว่าในคะแนนเฉลี่ยของความเหนื่อยล้าจาก ZBI ในผู้ดูแลเพศหญิงมีแนวโน้มสูงกว่าในเพศชาย และยังพบว่าอายุของผู้ดูแลมีความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนปัจจัยอื่นๆ ของผู้ดูแล ไม่ว่าจะเป็นความสัมพันธ์

กับผู้ป่วย ระยะเวลาที่ดูแลผู้ป่วยไม่มีความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

เมื่อมาวิเคราะห์หาปัจจัยด้านผู้ป่วยโรคสมองเสื่อมที่มีปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ ที่มีผลต่อภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแล จากการวิจัยนี้พบว่าเพศของผู้ป่วย อายุ ประเภทของโรคสมองเสื่อม และการทำกิจวัตรประจำวัน ไม่พบว่ามี ความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่เมื่อมาวิเคราะห์ถึงอาการด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์ จะพบว่าอาการที่มีความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ความคิดหลงผิด อาการกระสับกระส่าย อาการวิตกกังวล ความไม่ยับยั้งชั่งใจ อารมณ์หงุดหงิดหรือเปลี่ยนแปลงง่าย และพฤติกรรมซ้ำๆ ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาก่อนหน้าที่พบความสัมพันธ์ระหว่างภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลกับความคิดหลงผิด^{9,16,37} อาการประสาทหลอน^{9,16,37} อาการกระสับกระส่าย^{9,16,37} ภาวะซึมเศร้า¹⁶ ภาวะเฉยเมย¹⁶ ความไม่ยับยั้งชั่งใจ^{9,16,37} ภาวะอยู่ไม่สุข^{9,16} พฤติกรรมซ้ำๆ^{16,37} และการนอนที่ผิดปกติ^{9,16} ซึ่งปัญหาด้านพฤติกรรม จิตใจ และอารมณ์เหล่านี้ มักจะเป็นอาการที่ทำให้การดูแลมีความยุ่งยาก ส่งผลต่อการใช้ชีวิตประจำวัน กระทบการดูแลผู้ป่วย ซึ่งอาจจะกระทบต่ออารมณ์และความรู้สึกของผู้ดูแลทำให้พบภาวะเหนื่อยล้าได้ง่าย

จากการศึกษาที่ผ่านมาเกี่ยวกับบุคลิกภาพทั้ง 5 แบบตาม Five Factor model¹⁹⁻²² ของผู้ดูแลที่มีผลต่อภาวะเหนื่อยล้า มีหลายการศึกษาที่บ่งบอกว่าบุคลิกภาพแบบ neuroticism มีโอกาสเกิดภาวะเหนื่อยล้าได้สูงกว่าบุคลิกภาพแบบอื่นๆ^{16,18,23-25,38,39} เนื่องจากบุคลิกภาพแบบ neuroticism มักจะมีวิธีการรับมือกับอารมณ์และปัญหาอย่างไม่เหมาะสม^{24,25} มีอารมณ์เชิงลบ ความวิตกกังวลสูง หงุดหงิดง่าย⁴⁰ มีความต้องการที่ไม่ตรงกับความเป็นจริง^{41,42} มีลักษณะที่กล่าวโทษผู้ป่วยได้ง่าย หรืออาจจะมีพฤติกรรมเมินเฉยต่อผู้ป่วย³⁹ และพบภาวะซึมเศร้า

ได้มากกว่าในบุคลิกภาพแบบอื่นๆ^{38,39,41-44} ซึ่งสอดคล้องกับผลการวิจัยชิ้นนี้ที่พบว่า บุคลิกภาพแบบ neuroticism ที่มีความสัมพันธ์เชิงบวกกับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล เมื่อนำมาทดสอบปฏิสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพแบบ neuroticism กับความเข้มแข็งทางใจที่มีความสัมพันธ์เชิงลบกับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล ความเข้มแข็งทางใจมีอิทธิพลต่อความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพแบบ neuroticism กับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล กล่าวคือ โดยภาพรวมระดับ neuroticism ที่ลดลงมีความสัมพันธ์กับความเหนื่อยล้าที่ลดลง ในกลุ่มที่มีคะแนนของบุคลิกภาพแบบ neuroticism ต่ำ ผู้ที่มีความเข้มแข็งทางใจต่ำมีค่าพยากรณ์ภาวะเหนื่อยล้าสูงกว่าผู้ที่มีความเข้มแข็งทางใจสูง ซึ่งสอดคล้องกับผลการศึกษาก่อนหน้านี้ที่พบว่า การมีคะแนนความเข้มแข็งทางใจในระดับที่สูงสัมพันธ์กับอารมณ์เศร้าและวิตกกังวลที่ลดลง⁴⁵ การมีความยืดหยุ่นทางอารมณ์ และยังสัมพันธ์ระดับ neuroticism ที่ลดลง⁴⁵⁻⁴⁷ ส่งผลให้ผู้ดูแลสามารถปรับตัวได้ต่อสภาวะรอบตัวที่เปลี่ยนแปลงไปลดภาวะเหนื่อยล้า เพิ่มคุณภาพชีวิตให้แก่ตัวผู้ดูแล ผู้ป่วยและครอบครัว^{27,48,49} มีความยืดหยุ่นในการดูแลสภาวะอารมณ์^{27,46} และมีการแก้ไขปัญหาในทางที่เหมาะสม⁵⁰ อย่างไรก็ดี การศึกษานี้พบว่าระดับความเข้มแข็งทางใจไม่มีอิทธิพลต่อความเหนื่อยล้าในกลุ่มที่มีระดับ neuroticism สูง จากการทบทวนวรรณกรรมพบว่าโรคซึมเศร้าและวิตกกังวลสามารถเพิ่มระดับ neuroticism ในช่วงที่บุคคลนั้นมีอาการของโรคได้^{51,52} ผู้วิจัยจึงมีสมมติฐานว่าผู้ที่มีระดับ neuroticism สูงในการศึกษานี้ ส่วนหนึ่งอาจจะมีโรคทางจิตเวช เช่น ซึมเศร้า วิตกกังวล ซึ่งมีการเปลี่ยนแปลงทางชีวภาพที่อาจจำเป็นต้องรักษาด้วยยา และมีอิทธิพลต่อการเกิดภาวะเหนื่อยล้ามากกว่า จึงทำให้ไม่พบอิทธิพลของความเข้มแข็งทางใจในการบรรเทาภาวะเหนื่อยล้าเหมือนภาวะปกติ แต่เนื่องจากการศึกษานี้ไม่ได้มีการประเมินอาการซึมเศร้าวิตกกังวลร่วมด้วย จึงจำเป็นต้องมีการศึกษาต่อไปในอนาคตเพื่อทดสอบสมมติฐานดังกล่าว

ในการวิจัยนี้มีข้อจำกัดหลายประการ ประการแรก คือ การรวบรวมขนาดตัวอย่างได้ต่ำกว่าที่คำนวณไว้ อาจส่งผลต่ออำนาจในการวิเคราะห์ (power of analysis) และมีความเป็นไปได้ในการเกิด Type II error ในตัวแปรอื่นๆ ที่ไม่พบนัยสำคัญ ซึ่งอาจจะส่งผลต่อการวิเคราะห์ interaction effect ตามมาได้ ประการที่สอง คือ จากแบบวัดบุคลิกภาพ International Personality Item Pool ฉบับภาษาไทย จะเห็นว่าในส่วนของการวัดบุคลิกภาพแบบ Agreeableness มีค่า Cronbach's Alpha = 0.37 ซึ่งถือว่า

ต่ำมาก ซึ่งอาจเกิดจากจำนวนข้อคำถามที่น้อย มีโอกาสในการเกิดความคลาดเคลื่อนในการวัดผล (measurement error) อาจทำให้ค่าความสัมพันธ์ถูกประเมินคลาดเคลื่อนไปจากความเป็นจริงได้ ประการต่อมา คือ เนื่องจากการวิจัยนี้เก็บข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่างในโรงพยาบาลเพียงแห่งเดียว มีโอกาสเกิด selection bias จากการเก็บข้อมูล ทำให้ผลการศึกษานี้ไม่สามารถสรุปอ้างอิงไปถึงกลุ่มประชากรอื่นทั้งหมดได้ และการเก็บข้อมูลด้วยแบบสอบถามแบบรายงานตัวเอง (self-report) ทั้งหมดจากผู้ตอบแบบสอบถามเพียงคนเดียว ทำให้เกิด common method bias อาจทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรถูกประเมินสูงกว่าความเป็นจริง ข้อจำกัดประการสุดท้าย คือ งานวิจัยนี้เป็นการศึกษาเชิงพรรณนาแบบตัดขวาง ข้อมูลที่ได้จึงสะท้อนถึงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร ณ ช่วงเวลาใดเวลาหนึ่งเท่านั้น จึงมีข้อจำกัดในการสรุปผลข้อมูลที่ไม่สามารถสรุปทิศทางเชิงเหตุและผลของตัวแปรต่างๆ ได้อย่างชัดเจน

นอกจากนี้ จากการทบทวนวรรณกรรมพบว่ายังมีปัจจัยอื่นๆ ที่มีผลต่อภาวะเหนื่อยล้าของผู้ดูแลที่ไม่ได้มีการเก็บรวบรวมข้อมูลในการวิจัยนี้ เช่น การช่วยเหลือทางสังคม วิธีการแก้ไขปัญหาของผู้ดูแล ภาวะซึมเศร้าหรือวิตกกังวลของผู้ดูแล จึงควรมีการวิจัยต่อยอดในอนาคตเพื่อทำความเข้าใจปัจจัยที่ส่งผลต่อความเหนื่อยล้าจากการดูแลผู้ป่วยโรคสมองเสื่อม และนำไปสู่การจัดการช่วยเหลือที่เหมาะสม

สรุป

เมื่อทดสอบปฏิสัมพันธ์ระหว่างความเข้มแข็งทางใจกับบุคลิกภาพแบบ neuroticism ที่มีความสัมพันธ์กับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล พบว่าความเข้มแข็งทางใจมีอิทธิพลในการเปลี่ยนแปลงความสัมพันธ์ระหว่างบุคลิกภาพแบบ neuroticism กับภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแล กล่าวคือ ความเข้มแข็งทางใจในระดับสูงลดโอกาสพบภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลที่มีบุคลิกภาพแบบ neuroticism ต่ำ สนับสนุนว่าความเข้มแข็งทางใจอาจเป็นเป้าหมายของการป้องกันภาวะเหนื่อยล้าในผู้ดูแลได้

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบพระคุณผู้เข้าร่วมวิจัยทุกท่านที่ให้ความร่วมมือในการตอบแบบสอบถามครั้งนี้ ขอขอบพระคุณบุคลากรหน่วยตรวจผู้ป่วยนอกจิตเวช และคลินิกความจำ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล ที่ให้ความช่วยเหลือในการเก็บข้อมูล และขอขอบพระคุณเจ้าหน้าที่

ภาควิชาจิตเวชศาสตร์ คณะแพทยศาสตร์โรงพยาบาลรามาธิบดี มหาวิทยาลัยมหิดล ที่คำปรึกษาในการทำวิจัยจนสำเร็จลุล่วง

ผลประโยชน์ขัดกัน (conflict of interest)

คณะผู้ศึกษาไม่มีผลประโยชน์ขัดกัน

การมีส่วนร่วมของผู้นิพนธ์ (authors' contributions)

ณัฐนันท์ จันทรดวง: การออกแบบการศึกษา การเก็บข้อมูล การวิเคราะห์ข้อมูล การเขียนบทความ และการตรวจสอบและแก้ไขบทความ; ภาพันธ์ ไทยพิสุทธิกุล: การออกแบบการศึกษา การเก็บข้อมูล การวิเคราะห์ข้อมูล การเขียนบทความ และการตรวจสอบและแก้ไขบทความ; ธนาวิ ประชาสันต์: การออกแบบการศึกษา การเก็บข้อมูล การวิเคราะห์ข้อมูล การเขียนบทความ และการตรวจสอบและแก้ไขบทความ

เอกสารอ้างอิง

1. Wang L, Zhou Y, Fang X, Qu G. Care burden on family caregivers of patients with dementia and affecting factors in China: A systematic review. *Front Psychiatry* 2022; 13: 1004552.
2. Balieiro Jr. AP, Sobreira EST, Pena MCS, Silva-Filho JH, Vale FDACD. Caregiver distress associated with behavioral and psychological symptoms in mild Alzheimer's disease. *Dement Neuropsychol* 2010; 4: 238–44.
3. Deardorff WJ, Grossberg GT. Behavioral and psychological symptoms in Alzheimer's dementia and vascular dementia. In: *Handbook of Clinical Neurology* [Internet]. Elsevier; 2019 [cited 2024 Apr 16]. Available from: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/B9780444640123000022>
4. Pinyopornpanish K, Soontornpun A, Wongpakaran T, Wongpakaran N, Tanprawate S, Pinyopornpanish K, et al. Impact of behavioral and psychological symptoms of Alzheimer's disease on caregiver outcomes. *Sci Rep* 2022; 12: 14138.
5. Torrisi M, De Cola MC, Marra A, De Luca R, Bramanti P, Calabrò RS. Neuropsychiatric symptoms in dementia may predict caregiver burden: a Sicilian exploratory study. *Psychogeriatrics* 2017; 17: 103–7.
6. Sitironnarit K. Behavioral and psychological symptoms in dementia: Theory and treatment. *J Psychiatr Assoc Thailand* 2011; 56: 449–62.
7. Zhao QF, Tan L, Wang HF, Jiang T, Tan MS, Tan L, et al. The prevalence of neuropsychiatric symptoms in Alzheimer's disease: Systematic review and meta-analysis. *J Affect Disord* 2016; 190: 264–71.
8. Rojanaudomsart A, Khowkagee J, Tantirit T. Clinical practice guidelines in dementia: Neurological Institute of Thailand. Bangkok: Department of Medical Services, Ministry of Public Health; 2021.
9. Allegri RF, Sarasola D, Serrano CM, Taragano FE, Arizaga RL, Butman J, et al. Neuropsychiatric symptoms as a predictor of caregiver burden in Alzheimer's disease. *Neuropsychiatr Dis Treat* 2006; 2: 105–10.
10. Isik AT, Soysal P, Solmi M, Veronese N. Bidirectional relationship between caregiver burden and neuropsychiatric symptoms in patients with Alzheimer's disease: A narrative review. *Int J Geriatr Psychiatry* 2019; 34: 1326–35.
11. Kim B, Noh GO, Kim K. Behavioural and psychological symptoms of dementia in patients with Alzheimer's disease and family caregiver burden: a path analysis. *BMC Geriatr* 2021; 21: 160–72.
12. Putri YSE, Putra IGNE, Falahaini A, Wardani IY. Factors associated with caregiver burden in caregivers of older patients with dementia in Indonesia. *Int J Environ Res Public Health* 2022; 19: 12437.
13. Tulek Z, Baykal D, Erturk S, Bilgic B, Hanagasi H, Gurvit IH. Caregiver burden, quality of life and related factors in family caregivers of dementia patients in Turkey. *Issues Ment Health Nurs* 2020; 41: 741–9.
14. Nemcikova M, Katreniakova Z, Nagyova I. Social support, positive caregiving experience, and caregiver burden in informal caregivers of older adults with dementia. *Front Public Health* 2023; 11: 1104250.
15. Xu L, Liu Y, He H, Fields NL, Ivey DL, Kan C. Caregiving intensity and caregiver burden among caregivers of people with dementia: The moderating roles of social support. *Arch Gerontol Geriatr* 2021; 94: 104334.
16. Baharudin AD, Din NC, Subramaniam P, Razali R. The associations between behavioral-psychological symptoms of dementia (BPSD) and coping strategy, burden of care and personality style among low-income caregivers of patients with dementia. *BMC Public Health* 2019; 19: 447–59.
17. Chen YJ, Su JA, Chen JS, Liu CH, Griffiths MD, Tsai HC, et al. Examining the association between neuropsychiatric symptoms among people with dementia and caregiver mental health: are caregiver burden and affiliate stigma mediators?. *BMC Geriatr* 2023; 23: 27.
18. Jhang KM, Wang WF, Chang HF, Chang MC, Wu HH. Characteristics predicting a high caregiver burden in patients with vascular cognitive impairment: Using the Apriori Algorithm to delineate the caring scenario. *Risk Manag Healthc Policy* 2021; 14: 1335–51.
19. Carver CS, Connor-Smith J. Personality and Coping. *Annu Rev Psychol* 2010; 61: 679–704.
20. Costa McCrae. Revised NEO personality inventory : Professional manual. *Psychol Assess Resources* 1992.
21. Costa PT, McCrae R. The NEO personality inventory manual. *Psychol Assess Resources* 1985.
22. Soto J. The next Big Five Inventory (BFI-2): Developing and assessing a hierarchical model with 15 facets to enhance bandwidth, fidelity, and predictive power. *J Pers Soc Psychol* 2017; 1: 113–17.
23. Hooker K, Frazier LD, Monahan DJ. Personality and coping among caregivers of spouses with dementia. *The Gerontologist* 1994; 34: 386–92.

24. Melo G, Maroco J, Lima-Basto M, De Mendonça A. Personality of the caregiver influences the use of strategies to deal with the behavior of persons with dementia. *Geriatr Nur* 2017; 38: 63–9.
25. Feast A, Orrell M, Russell I, Charlesworth G, Moniz-Cook E. The contribution of caregiver psychosocial factors to distress associated with behavioural and psychological symptoms in dementia. *Int J Geriatr Psychiatry* 2017; 32: 76–85.
26. Intasit S, Julkeeree S. Change bad to good RQ: Resilience quotient. Nonthaburi: Department of Mental Health; 2009.
27. Ruisoto P, Contador I, Fernández-Calvo B, Serra L, Jenaro C, Flores N, et al. Mediating effect of social support on the relationship between resilience and burden in caregivers of people with dementia. *Arch Gerontol Geriatr* 2020; 86: 103952.
28. Serra L, Contador I, Fernández-Calvo B, Ruisoto P, Jenaro C, Flores N, et al. Resilience and social support as protective factors against abuse of patients with dementia: A study on family caregivers. *Int J Geriatr Psychiatry* 2018; 33: 1132–8.
29. Yomaboot P, Cooper AJ. Factor structure and psychometric properties of the International Personality Item Pool–NEO (IPIP-NEO) THAI version. *J Somdet Chaopraya Inst Psychiat* 2016; 10: 36–49.
30. Zarit SH, Reever KE, Bach-Peterson J. Relatives of the Impaired Elderly: Correlates of Feelings of Burden. *Gerontologist* 1980; 20: 649–55.
31. Silpakit O, Chomchuen R, Silpakit C. Psychometric study of the Thai version of Zarit Burden Interview in psychiatric caregivers. *J Ment Health Thai* 2015; 23: 13–23.
32. Cummings J, Mega M, Rosenberg-Thompson S, Carusi D. A., Gornbein J. The Neuropsychiatric Inventory: Comprehensive assessment of psychopathology in dementia. *Neurology* 1994; 44: 2308–14.
33. Cummings JL. The Neuropsychiatric Inventory: Assessing psychopathology in dementia patients. *Neurology* 1997; 48: 10–6.
34. Jitapunkuls S. Disability among Thai elderly living in Klong Toey Slum. *J Med Assoc Thai* 1994; 77: 231–8.
35. Faul F, Erdfelder E, Lang A, Buchner A. G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods* 2007; 39: 175–91.
36. Faul F, Erdfelder E, Buchner A, Lang A. Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. In: *Behavior Research Methods* 2009; 41: 1149–60.
37. Huang LC, Lin SH, Tseng HH, Chen KC, Yang YK. The integrated model of glutamate and dopamine hypothesis for schizophrenia: Prediction and personalized medicine for prevent potential treatment-resistant patients. *Med Hypotheses* 2020; 143: 110159.
38. Jang Y, Clay OJ, Roth DL, Haley WE, Mittelman MS. Neuroticism and longitudinal change in caregiver depression: Impact of a spouse-caregiver intervention program. *The Gerontologist* 2004; 44: 311–7.
39. Melo G, Maroco J, De Mendonça A. Influence of personality on caregiver's burden, depression and distress related to the BPSD. *Int J Geriatr Psychiatry* 2011; 26: 1275–82.
40. Hu Y, Fei J, Yue J, Gao R, Song Q, Zhao X, et al. Emotional abuse and neglect, depression: A moderated mediation model of neuroticism and psychological resilience. *Psychiatry Investig* 2025; 22 :389–96.
41. Campbell P, Wright J, Oyeboode J, Job D, Crome P, Bentham P, et al. Determinants of burden in those who care for someone with dementia. *Int J Geriatr Psychiatry* 2008; 23: 1078–85.
42. Shurgot GR, Knight BG. Influence of neuroticism, ethnicity, familism, and social support on perceived burden in dementia caregivers: Pilot test of the transactional stress and social support model. *J Gerontol Ser B* 2005; 60: 331–4.
43. De Vugt ME, Stevens F, Aalten P, Lousberg R, Jaspers N, Verhey FRJ. A prospective study of the effects of behavioral symptoms on the institutionalization of patients with dementia. *Int Psychogeriatr* 2005; 17: 577–89.
44. Ito S, Morishita C, Masuya J, Ono M, Honyashiki M, Higashi S, et al. Moderating and mediating effects of resilience together with neuroticism on depressive symptoms in adult volunteers. *Neuropsychiatr Dis Treat* 2022; 18: 1751–61.
45. Dias R, Santos RL, Sousa MF, Nogueira MM, Torres B, Belfort T, et al. Resilience of caregivers of people with dementia: a systematic review of biological and psychosocial determinants. *Trends Psychiatry Psychother* 2015; 37: 12–9.
46. Gilsenan J, Gorman C, Shevlin M. Explaining caregiver burden in a large sample of UK dementia caregivers: The role of contextual factors, behavioural problems, psychological resilience, and anticipatory grief. *Aging Ment Health* 2023; 27: 1274–81.
47. Nieto M, Visier ME, Silvestre IN, Navarro B, Serrano JP, Martínez-Vizcaíno V. Relation between resilience and personality traits: The role of hopelessness and age. *Scand J Psychol* 2023; 64: 53–9.
48. Scott CB. Alzheimer's Disease Caregiver Burden: Does Resilience Matter?. *J Hum Behav Soc Environ* 2013; 23: 879–92.
49. Van Der Lee J, Bakker TJEM, Duivenvoorden HJ, Dröes RM. Do determinants of burden and emotional distress in dementia caregivers change over time?. *Aging Ment Health* 2017; 21: 232–40.
50. Kocabaş D, Karaçar Y, Barçın NE. The effect of psychological resilience and self-efficacy on caregiver burden: A cross-sectional study among caregivers of people with Alzheimer's disease. *Nurs Open* 2025; 12: 70288.
51. Prince EJ, Siegel DJ, Carroll CP, Sher KJ, Bienvenu OJ. A longitudinal study of personality traits, anxiety, and depressive disorders in young adults. *Anxiety, Stress, & Coping* 2020; 34: 299–307.
52. Karsten J, Penninx BWJH, Riese H, Ormel J, Nolen WA, Hartman CA. The state effect of depressive and anxiety disorders on big five personality traits. *J Psychiatr Res* 2012; 46: 644–50.

ความสัมพันธ์และปัจจัยของการเกิดภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจากการใช้ยาริสเพอริโดน

น้ำฝน ปิยะตระกูล*, ทวนธน บุญลือ**, ชมกฤษ วิระวัณชัย***, ปิยพร ชูชีพ****

*กลุ่มงานเภสัชกรรม โรงพยาบาลสวนปรุง

**คณะเภสัชศาสตร์ มหาวิทยาลัยอุบลราชธานี

***โรงพยาบาลพระศรีมหาโพธิ์

****โรงพยาบาลสวนสราญรมย์

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ วัตถุประสงค์หลัก เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับยา risperidone และปัจจัยอื่น ๆ รวมถึงศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง วัตถุประสงค์รอง เพื่อศึกษาผลลัพธ์ของการจัดการระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดในผู้ป่วยที่ได้รับยา risperidone

วิธีการศึกษา การศึกษาเชิงวิเคราะห์แบบย้อนหลัง (retrospective analytical study) โดยเก็บข้อมูลจากเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ของผู้ป่วยที่ได้รับยา risperidone และมีการวัดระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจากโรงพยาบาลสวนปรุง โรงพยาบาลพระศรีมหาโพธิ์ และโรงพยาบาลสวนสราญรมย์ ระหว่างวันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2564 ถึงวันที่ 31 กรกฎาคม พ.ศ. 2566 วิเคราะห์ข้อมูลด้วยสถิติเชิงพรรณนา Linear regression และ Paired t-test

ผลการศึกษา ผู้ป่วยจำนวน 190 ราย ส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง (ร้อยละ 95.3) ขนาดยา risperidone เฉลี่ย 2.92 ± 1.92 มิลลิกรัมต่อวัน และระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดเฉลี่ย 81.20 ± 57.48 นาโนกรัมต่อมิลลิลิตร การวิเคราะห์ด้วย Multivariable linear regression พบว่าขนาดยา risperidone มีความสัมพันธ์เชิงบวกกับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($\beta = 9.03$, 95% CI: 4.85 - 13.21, $P < 0.001$) เช่นเดียวกับระดับการศึกษาในระดับมัธยมศึกษาถึงก่อนปริญญาตรี ($P = 0.023$) ส่วนดัชนีมวลกายมีความสัมพันธ์เชิงลบ ($P = 0.023$) อาการแสดงที่พบบ่อยที่สุด ได้แก่ ประจำเดือนผิดปกติ (ร้อยละ 74.5) น้ำนมไหล (ร้อยละ 50.4) และเต้านมโต (ร้อยละ 42.3) อย่างไรก็ตาม ไม่พบความสัมพันธ์ระหว่างระดับความรุนแรงของภาวะโปรแลคตินในเลือดสูงกับการแสดงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในส่วนการจัดการภาวะนี้ด้วยการหยุดยา เปลี่ยนยา และลดขนาดยา risperidone ทำให้ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดลดลงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($P < 0.001$)

สรุป การศึกษาพบว่าขนาดยา risperidone มีความสัมพันธ์กับระดับโปรแลคตินในเลือดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ไม่พบความสัมพันธ์ระหว่างระดับโปรแลคตินกับการแสดงทางคลินิก การหยุดยา เปลี่ยนยา หรือการลดขนาดยา risperidone สามารถลดระดับโปรแลคตินได้อย่างมีนัยสำคัญ ผลการศึกษานี้อาจใช้เป็นข้อมูลเบื้องต้นเพื่อพัฒนาแนวทางการคัดกรองและจัดการภาวะดังกล่าวในเวชปฏิบัติจริง

คำสำคัญ ยาริสเพอริโดน ภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง การจัดการภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง

Corresponding author: น้ำฝน ปิยะตระกูล

กลุ่มงานเภสัชกรรม โรงพยาบาลสวนปรุง

E-mail: namfon.piyatrakul@gmail.com

วันรับ 17 ตุลาคม 2568 วันแก้ไข 8 พฤษภาคม 2569 วันตอบรับ 25 พฤษภาคม 2569

Association and Factors of Risperidone Induced Hyperprolactinemia

Namfon Piyatrakul*, Tuanthon Boonlue**, Chompoonuch Werawattanachai***, Piyaporn Chuchee****

*Department of Pharmacy, Suanprung Psychiatric Hospital

**Faculty of Pharmaceutical Sciences, Ubon Ratchathani University

***Prasimahabhodi Psychiatric Hospital

****Suansaranrom Hospital

ABSTRACT

Objective: The primary objective was to study the association between serum prolactin levels and risperidone as well as other factors and to study the association between serum prolactin levels and the clinical symptoms of hyperprolactinemia. The secondary objective was to study the outcomes of prolactin level management in patients receiving risperidone.

Methods: This retrospective analytical study collected data from the electronic medical records of patients receiving risperidone and measurement of prolactin level at Suanprung Psychiatric Hospital, Suansaranrom Hospital, and Prasimahabhodi Psychiatric Hospital between January 1, 2021, and July 31, 2023. Data were analyzed using descriptive statistics, linear regression, and paired t-test.

Results: A total of 190 patients were included. Most were female (95.3%). The mean risperidone dosage was 2.92 ± 1.92 mg/day, and the mean serum prolactin level was 81.20 ± 57.48 ng/mL. Multivariable linear regression analysis showed that risperidone dosage was positively associated with serum prolactin levels with statistical significance ($\beta = 9.03$, 95% CI: 4.85 - 13.21, $P < 0.001$), as well as educational level at secondary to sub-bachelor education level ($P = 0.023$). In contrast, the body mass index was negatively associated with serum prolactin levels ($P = 0.023$). The most common clinical manifestations were menstrual irregularity (74.5%), galactorrhea (50.4%), and gynecomastia (42.3%). However, there was no statistically significant association between the severity of hyperprolactinemia and the clinical symptoms. Management strategies including drug discontinuation, medication switching, and dose reduction of risperidone significantly decreased serum prolactin levels ($P < 0.001$).

Conclusion: This study demonstrated that risperidone dosage was significantly associated with serum prolactin levels. However, no significant association was observed between prolactin levels and clinical manifestations of risperidone-induced hyperprolactinemia. Discontinuation, switching, or dose reduction of risperidone significantly decreased prolactin levels. These findings may serve as preliminary evidence to inform screening strategies and optimize management of risperidone-induced hyperprolactinemia in routine clinical practice.

Keywords: risperidone, hyperprolactinemia, management of hyperprolactinemia

Corresponding author: Namfon Piyatrakul

E-mail: namfon.piyatrakul@gmail.com

Received: 17 October 2025 Revised: 8 May 2026 Accepted: 25 May 2026

บทนำ

ยาริสเพอริโดน (risperidone) เป็นหนึ่งในยาต้านโรคจิตกลุ่มใหม่ (atypical antipsychotics) ที่ใช้อย่างแพร่หลายในการรักษาอาการทางจิต โดยยานี้ได้รับการรับรองในข้อบ่งใช้สำหรับการรักษาโรคจิตเภท โรคอารมณ์สองขั้วชนิดที่ 1 ระยะเฉียบพลันหรือระยะผสม โดยใช้แบบเดี่ยวในผู้ใหญ่และเด็กอายุ 10 ปีขึ้นไป หรือให้ร่วมกับลิเทียม (lithium) ในผู้ใหญ่ และภาวะหงุดหงิดในโรคออทิซึมติกในเด็กอายุ 5 ปีขึ้นไป ในประเทศไทย ยา risperidone ถูกจัดอยู่ในบัญชียาหลักแห่งชาติ บัญชี ข จึงเป็นยาที่ใช้กันอย่างแพร่หลายเนื่องจากยามีประสิทธิภาพดีในการรักษาโรคดังกล่าว^{1,2}

กลไกการออกฤทธิ์ของยา risperidone คือ serotonin-dopamine antagonists มีฤทธิ์ยับยั้ง ตัวรับเซโรโทนินชนิด 5-HT_{2A} และตัวรับโดปามีนชนิด D₂ นอกจากนี้ยังมีฤทธิ์ยับยั้ง α_1 และ α_2 adrenergic receptor และ histamine receptor (H₁) ด้วย โดยลำดับการจับกับตัวรับจะพบว่ายาจับกับตัวรับ 5-HT_{2A}, D₂, α_1 และ α_2 adrenergic receptor และ H₁ ได้ดีตามลำดับ^{1,3}

อย่างไรก็ตามพบว่ายานี้ทำให้เกิดภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง (hyperprolactinemia) ซึ่งเป็นหนึ่งในอาการไม่พึงประสงค์ที่พบบ่อย เนื่องจากกลไกการยับยั้งตัวรับ D₂ ใน tuberoinfundibular pathway ซึ่งเป็นหนึ่งในเส้นทางของ dopamine ที่สมอง โดยปกติระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดของเพศชายและเพศหญิงทั่วไปอยู่ที่ 20 นาโนกรัมต่อมิลลิลิตร (ng/mL) และ 25 ng/mL ตามลำดับ ภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจึงหมายถึงระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงเกินกว่าค่าดังกล่าว และสามารถแบ่งความรุนแรงออกเป็น 3 ระดับ ได้แก่ ระดับต่ำ (ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงกว่าค่าปกติ แต่ไม่เกิน 50 ng/mL) ระดับปานกลาง (ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดอยู่ที่ 51 - 100 ng/mL) และระดับสูง (ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดเกินกว่า 100 ng/mL) ซึ่งพบได้บ่อยในเพศหญิง⁴ และมีรายงานความชุกของภาวะนี้ตั้งแต่ร้อยละ 44.9 - 73 ขึ้นอยู่กับประชากรและวิธีการศึกษา⁵

ภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงมีผลกระทบต่อนผู้ป่วยทั้งระยะสั้นและระยะยาว โดยในระยะสั้น ทั้งผู้ป่วยเพศชายและหญิงอาจพบภาวะน้ำนมไหล (galactorrhea) เต้านมโต (gynecomastia) สมรรถภาพทางเพศบกพร่อง (sexual dysfunction) เป็นหมัน (infertile) ขนดก (hirsutism) และสิว (acne) ส่วนในเพศหญิงอาจพบปัญหาประจำเดือนมาผิดปกติ (menstrual

irregularity) ได้ด้วย^{1,4,6} ส่วนในระยะยาวปัญหาที่อาจตามมาได้คือภาวะกระดูกพรุน (osteoporosis)⁷ และมะเร็งเต้านม (breast cancer)⁸ ซึ่งแนวทางการรักษาโดยทั่วไปยังไม่ได้แนะนำให้เจาะวัดระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในผู้ป่วยทุกราย ดังนั้นบุคลากรทางการแพทย์จึงควรคำนึงถึงภาวะนี้ในผู้ป่วยที่ได้รับยา risperidone

ปัจจุบันมีการศึกษาเกี่ยวกับภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงในต่างประเทศ จากการศึกษาของ Kinon BJ และคณะ ในปี ค.ศ. 2003⁹ ทำการศึกษาความชุกของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง ในผู้ป่วยจิตเภทที่ได้รับยา conventional antipsychotics หรือ risperidone อย่างน้อย 3 เดือน จำนวน 402 ราย พบว่าเกิดภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงมากถึงร้อยละ 44.78 และจากการศึกษาของ Alosaimi FD และคณะ ในปี ค.ศ. 2018¹⁰ ศึกษาอุบัติการณ์ของภาวะนี้ที่เกี่ยวข้องกับการเกิดภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงในกลุ่มผู้ป่วยที่มีอาการทางจิตทุกประเภทและได้รับการรักษาด้วยยาจำนวน 997 ราย พบว่ายาต้านโรคจิตที่พบความชุกสูงสุดคือ risperidone (ร้อยละ 73.0) รองลงมาคือ fluphenazine (ร้อยละ 72.0) และ paliperidone (ร้อยละ 62.0) ตามลำดับ อย่างไรก็ตามยังมียาในกลุ่มอื่นนอกเหนือจากยาต้านโรคจิตที่พบอุบัติการณ์ได้ เช่น ยาปรับอารมณ์ (mood stabilizers) หรือยาต้านเศร้า (antidepressants)

สำหรับการศึกษาในประเทศไทย พบการศึกษาของ Hongkaew Y และคณะ ในปี ค.ศ. 2015¹¹ พบว่าความชุกของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจากยา risperidone อยู่ที่ร้อยละ 44.90 อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้มีข้อจำกัดของกลุ่มตัวอย่างเนื่องจากทำการศึกษาในผู้ป่วยโรค Autism Spectrum Disorder (ASD) ส่วนใหญ่เป็นเด็กอายุ 3 - 12 ปี ซึ่งไม่ใช่กลุ่มผู้ป่วยที่มีความชุกสูงหากเทียบกับผู้ป่วยโรคจิตเภท รวมถึงขนาดยาที่ใช้มีขนาดต่ำกว่าผู้ป่วยจิตเภท นอกจากนี้ในประเทศไทยยังมีการศึกษาของ Werawattanachai C และคณะ ในปี ค.ศ. 2022¹² พบว่าผู้ป่วยที่เข้าร่วมศึกษามีระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจำนวน 109 ราย (ร้อยละ 85.83) โดยอาการแสดงที่พบมากที่สุดคือ ประจำเดือนผิดปกติ (ร้อยละ 77.06) การศึกษานี้ยังกล่าวถึงวิธีการจัดการกับภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงอีกด้วย โดยพบว่าการจัดการที่มีผลอย่างมีนัยสำคัญ ได้แก่ การลดขนาดยาที่มีสาเหตุ การเปลี่ยนยาเป็นยาที่ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด และการให้ยาขนาดเดิมและติดตามอาการ

จากการทบทวนวรรณกรรมข้างต้นจะเห็นได้ว่า ปัจจุบันยังไม่พบการศึกษาที่ชัดเจนเกี่ยวกับความสัมพันธ์ของการเกิดภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงกับยา risperidone โดยเฉพาะในประเทศไทย การศึกษาวิจัยในครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์หลักเพื่อศึกษาความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับยา risperidone และปัจจัยอื่นๆ ความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดที่เกิดจากยา risperidone กับอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง และวัตถุประสงค์รองเพื่อศึกษาความสัมพันธ์ของผลลัพธ์การจัดการกับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด เพื่อใช้เป็นข้อมูลสำหรับการพัฒนาแนวทางการเฝ้าระวังและจัดการภาวะนี้ในเวชปฏิบัติได้อย่างเหมาะสม

คำนิยามศัพท์เฉพาะ

1. อาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง หมายถึง น้ำนมไหล (galactorrhea) เต้านมโต (gynecomastia) ประจำเดือนผิดปกติ (menstrual irregularity) สมรรถภาพทางเพศบกพร่อง (sexual dysfunction) ขนดก (hirsutism)
2. ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง¹³ หมายถึง ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงเกินค่าปกติ โดยเพศหญิง ≤ 25 ng/mL, เพศชาย ≤ 20 ng/mL แบ่งได้ 3 ระดับ ได้แก่
 - ระดับต่ำ (mild) มีระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด 31 - 50 ng/mL
 - ระดับปานกลาง (moderate) มีระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด 51 - 100 ng/mL
 - ระดับสูง (severe) มีระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด > 100 ng/mL
3. รูปแบบการเปลี่ยนแปลงของอาการ หมายถึง การเปลี่ยนแปลงอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง ได้แก่
 - ดีขึ้น หมายถึง หลังการจัดการผู้ป่วยไม่มีอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง และระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดปกติ
 - คงเดิม หมายถึง หลังการจัดการยังคงมีอาการแสดงภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงเหมือนเดิม และระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดผิดปกติ
 - แย่ลง หมายถึง หลังการจัดการมีอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงมากขึ้นกว่าเดิม และระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดผิดปกติ

วิธีการศึกษา

รูปแบบการศึกษาและประชากร

รูปแบบการศึกษาเป็นเชิงวิเคราะห์แบบย้อนหลัง (retrospective analytical study) ที่ดำเนินการเก็บข้อมูลในช่วงระหว่างวันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2564 ถึงวันที่ 31 กรกฎาคม พ.ศ. 2566 โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาผู้ป่วยที่ได้รับยา risperidone และมีอาการแสดงของโปรแลคตินในเลือดสูง ซึ่งเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลสวนปรุง โรงพยาบาลพระศรีมหาโพธิ์ และโรงพยาบาลสวนสราญรมย์ โดยทำการรวบรวมข้อมูลจากเวชระเบียนอิเล็กทรอนิกส์ (HOSxP) และบันทึกอาการไม่พึงประสงค์จากการใช้ยา เพื่อให้ได้ข้อมูลที่ครบถ้วนและถูกต้องในการวิเคราะห์ผลลัพธ์ และแนวทางการจัดการทางคลินิกที่เหมาะสมต่อผู้ป่วยในบริบทการใช้ยา risperidone จริงในเวชปฏิบัติประจำวัน

เกณฑ์การคัดเลือกผู้ป่วยเข้าร่วมการศึกษา (inclusion criteria) ได้แก่ ผู้ป่วยที่ 1) ได้รับยา risperidone อย่างต่อเนื่องในช่วงเวลาเก็บข้อมูล 2) มีอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงอย่างน้อย 1 อาการ เช่น น้ำนมไหล เต้านมขยาย ประจำเดือนผิดปกติ สมรรถภาพทางเพศบกพร่อง ขนดก หรือสิว และ 3) ได้รับการตรวจระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดอย่างน้อย 1 ครั้ง และ/หรือ มีการตรวจซ้ำหลังปรับแผนการรักษานาน 1 เดือน ส่วนเกณฑ์การคัดออก (exclusion criteria) ได้แก่ 1) ผู้ป่วยที่ไม่ได้รับยา risperidone 2) ผู้ที่มีภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจากสาเหตุอื่น เช่น การตั้งครรภ์ การให้นมบุตร ภาวะพร่องไทรอยด์ เนื่องจากต่อมใต้สมอง ภาวะถุงน้ำรังไข่หลายใบ หรือได้รับยาที่มีผลกระตุ้นระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด เช่น metoclopramide หรือ domperidone หรือยาคุมกำเนิด และ 3) ผู้ที่ไม่มีข้อมูลผลตรวจระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดในระบบ

การคัดกรองและวินิจฉัยภาวะโปรแลคตินในเลือดสูง ผู้ป่วยได้รับการคัดกรองอาการที่อาจเกี่ยวข้องกับภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงโดยพยาบาล ผ่านการซักประวัติอาการ เช่น น้ำนมไหล เต้านมขยาย ประจำเดือนผิดปกติหรือขาดประจำเดือน และความต้องการทางเพศลดลง ผู้ป่วยที่มีอาการดังกล่าวจะถูกส่งต่อให้เภสัชกรประเมินความสัมพันธ์ระหว่างอาการกับการใช้ยา ในการประเมินอาการไม่พึงประสงค์จากยา (ADR) โดยใช้ Naranjo Algorithm หากประเมินว่ามีความเป็นไปได้ว่าเกี่ยวข้องกับยา ผู้ป่วยจะถูกส่งต่อให้จิตแพทย์เพื่อยืนยันการวินิจฉัยและตรวจระดับ

Prolactin ในเลือด จากนั้นเภสัชกรจะคัดเลือกผู้ป่วยที่มีภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงที่สัมพันธ์กับการใช้ยา risperidone เข้าสู่การศึกษา

การคำนวณขนาดตัวอย่าง ใช้สูตรคำนวณขนาดตัวอย่างสำหรับการประมาณสัดส่วนในประชากรจากการคาดการณ์ความชุกที่สนใจจากการศึกษาของ Alosaini FD และคณะ¹⁰ อยู่ในช่วงร้อยละ 72 จำนวนตัวอย่างที่ต้องการสำหรับการศึกษานี้คืออย่างน้อย 160 ราย กลุ่มตัวอย่างที่ได้มาจากโรงพยาบาลพระศรีมหาโพธิ์ จำนวน 140 คน (ร้อยละ 74) โรงพยาบาลสวนปรุง จำนวน 40 คน (ร้อยละ 21) และโรงพยาบาลสวนสราญรมย์ จำนวน 10 คน (ร้อยละ 5)

การเก็บรวบรวมข้อมูล

การเก็บรวบรวมข้อมูลโดยใช้แบบเก็บข้อมูลที่ผ่านการออกแบบอย่างเป็นระบบและครอบคลุม ประกอบด้วย ข้อมูลทั่วไปของผู้ป่วย (เพศ อายุ ดัชนีมวลกาย การศึกษา อาชีพ สิทธิการรักษา การใช้สารเสพติด โรคร่วม การออกกำลังกาย การวินิจฉัยโรคทางจิตเวช) ข้อมูลการใช้ยาจิตเวช (ชื่อยา ขนาดยา วิธีใช้ วันที่ได้รับยาครั้งแรก) ข้อมูลทางคลินิก (ข้อมูลการเกิดอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง) ข้อมูลผลตรวจทางห้องปฏิบัติการ (ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด) ข้อมูลการจัดการในผู้ป่วยที่มีภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง (เพิ่ม aripiprazole หยุดยา เปลี่ยนยา ลดขนาดยา ขนาดยาเท่าเดิม เพิ่มขนาดยา)

ผลลัพธ์และสถิติที่ใช้วิเคราะห์

การวิเคราะห์ข้อมูลในการศึกษานี้จะวิเคราะห์ด้วยโปรแกรม STATA version 14.0 โดยใช้สถิติเชิงพรรณนาในการสรุปลักษณะทั่วไปของกลุ่มตัวอย่างและอาการแสดงที่พบ เช่น ความถี่ ร้อยละ ค่าเฉลี่ย มัธยฐาน พิสัย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ส่วนการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างขนาดยา risperidone และปัจจัยอื่นๆ กับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดจะใช้ Linear regression นำเสนอผลการวิเคราะห์ด้วย ค่า beta (β) และ 95% Confidence Interval (CI) ส่วนการวิเคราะห์ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดก่อนและหลังใช้ยาจะวิเคราะห์ด้วยสถิติ Paired t-test

งานวิจัยนี้ได้รับการรับรองจากคณะกรรมการจริยธรรมการวิจัยในคน โรงพยาบาลสวนปรุง เลขที่โครงการ SPH. IRB003/2568 SCs_exp

ผลการศึกษา

ลักษณะทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง

การศึกษานี้สามารถรวบรวมจำนวนกลุ่มตัวอย่างที่เป็นผู้ป่วยที่มีภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจากการใช้ยา risperidone ได้ทั้งหมด 190 ราย โดยส่วนใหญ่เป็นเพศหญิงมากถึงร้อยละ 95.3 มีดัชนีมวลกายอยู่ในระดับของโรคอ้วน (25.0 - 29.9 kg/m²) อยู่ที่ร้อยละ 25.8 โรคจิตเภทเป็นโรคที่พบมากที่สุด อยู่ที่ร้อยละ 37.8 รองลงมาคือโรคซึมเศร้า อยู่ที่ร้อยละ 33.3 ขนาดยา risperidone เฉลี่ยที่ได้รับอยู่ที่ 2.92 ± 1.92 มิลลิกรัมต่อวัน (mg/day) โดยส่วนใหญ่ขนาดจะอยู่ในช่วง 2.00 - 3.99 mg/day คิดเป็นร้อยละ 34.7 ของผู้ป่วยที่ได้รับยา risperidone มีผู้ป่วยมากถึงร้อยละ 55.3 ที่ได้รับยานี้ต่อเนื่องมากกว่า 6 เดือน ส่วนระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดเฉลี่ยอยู่ที่ 81.20 ± 57.48 ng/mL รายละเอียดของผลลัพธ์ดังตารางที่ 1

ความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับยา risperidone และปัจจัยอื่นๆ

จากการวิเคราะห์ด้วยสถิติ Univariable linear regression พบว่าขนาดยา risperidone มีความสัมพันธ์กับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($\beta = 8.298$, 95% CI = 4.15 - 12.45, $P < 0.001$) โดยระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามขนาดยาที่เพิ่มขึ้น ส่วนตัวแปรอื่นที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญได้แก่ เพศหญิง ($\beta = 40.875$, 95% CI = 2.50 - 79.25, $P = 0.037$) ดัชนีมวลกาย ($\beta = -1.584$, 95% CI = -2.95 - (-0.21), $P = 0.024$) และระดับการศึกษาในระดับมัธยมศึกษาถึงก่อนปริญญาตรี เมื่อเทียบกับกลุ่มที่มีการศึกษต่ำกว่ามัธยมต้น ($\beta = 27.488$, 95% CI = 0.66 - 54.24, $P = 0.045$) ในขณะที่ปัจจัยอื่น เช่น ระยะเวลาที่ได้รับยา risperidone อายุ การใช้สารเสพติด การวินิจฉัยโรคทางจิตเวช หรือยาอื่นที่ได้รับ นอกเหนือจาก risperidone ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ รายละเอียดของผลลัพธ์ดังตารางที่ 2

จากการวิเคราะห์ด้วยสถิติ Multivariable linear regression (พิจารณาปรับผลลัพธ์ด้วยตัวแปร ระยะเวลาที่ได้รับยา เพศ ดัชนีมวลกาย การศึกษา การสูบบุหรี่ การดื่มแอลกอฮอล์ โรคร่วม สิทธิการรักษา และการออกกำลังกาย) พบว่า ขนาดยา risperidone ยังคงมีความสัมพันธ์กับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($\beta = 9.03$, 95% CI = 4.85 - 13.21,

ตารางที่ 1 ลักษณะทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง (n = 190)

ลักษณะของกลุ่มตัวอย่าง	จำนวน (ร้อยละ)	ลักษณะของกลุ่มตัวอย่าง	จำนวน (ร้อยละ)
เพศ		โรคร่วมทางกาย	
ชาย	9 (4.7)	มี	27 (14.2)
หญิง	181 (95.3)	โรคต่อมไทรอยด์และเมตาบอลิก	9 (4.7)
อายุ (ปี, mean ± SD)	32.27 ± 9.45	โรคระบบหัวใจและหลอดเลือด	6 (3.2)
< 18 ปี	11 (5.8)	โรคทางโลหิตวิทยา	3 (1.6)
18 - 25 ปี	41 (21.6)	โรคระบบทางเดินหายใจ	1 (0.5)
26 - 40 ปี	99 (52.1)	โรคระบบประสาท	1 (0.5)
41 - 65 ปี	39 (20.5)	โรคระบบทางเดินอาหาร	2 (1.1)
ดัชนีมวลกาย (kg/m², mean ± SD)	25.30 ± 5.98	โรคภูมิแพ้	2 (1.1)
น้ำหนักต่ำกว่าเกณฑ์ (< 18.5 kg/m ²)	23 (12.1)	อื่นๆ	3 (1.6)
สมส่วน (18.5 - 22.9 kg/m ²)	46 (24.2)	ไม่มี	163 (85.8)
น้ำหนักเกิน (23.0 - 24.9 kg/m ²)	32 (16.8)	การออกกำลังกาย	
โรคอ้วน (25.0 - 29.9 kg/m ²)	49 (25.8)	ไม่ออกกำลังกาย	144 (75.8)
โรคอ้วนระดับอันตราย (≥ 30 kg/m ²)	40 (21.1)	1 - 3 ครั้ง/สัปดาห์	22 (11.6)
การศึกษา		> 3 ครั้ง/สัปดาห์	24 (12.6)
ต่ำกว่ามัธยมต้น	21 (11.1)	การวินิจฉัยโรคทางจิตเวช	
มัธยมศึกษาถึงก่อนปริญญาตรี	117 (61.6)	โรคจิตเภท	71 (37.8)
ปริญญาตรี	50 (26.3)	โรคซึมเศร้า	62 (33.0)
สูงกว่าปริญญาตรี	2 (1.1)	โรคอารมณ์สองขั้ว	26 (13.8)
อาชีพ		โรควิตกกังวล	3 (1.6)
ว่างงาน	43 (22.6)	อื่นๆ	26 (13.8)
ทำงานประจำ	72 (37.9)	ยาอื่นที่ได้รับนอกเหนือจาก risperidone	
นักเรียน/นักศึกษา	45 (23.7)	ยาด้านโรคจิตที่เพิ่มระดับฮอร์โมน	31 (16.3)
ทำไร่/ทำนา/ทำสวน	25 (13.2)	โปรแลคตินในเลือด ^{14,15}	
อื่นๆ	5 (2.6)	Fluphenazine	15 (7.9)
สิทธิการรักษา		Perphenazine	9 (4.7)
ประกันสุขภาพถ้วนหน้า	141 (75.0)	Chlorpromazine	4 (2.1)
ประกันสังคม	17 (9.0)	Haloperidol	4 (2.1)
เบิกได้/จ่ายตรง	10 (5.3)	Trifluoperazine	1 (0.5)
ชำระเงินเอง	20 (10.6)	ยาด้านโรคจิตที่ทำให้ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดคงที่ ^{14,15}	4 (2.1)
การใช้สารเสพติด		Clozapine	3 (1.6)
บุหรี่	18 (9.5)	Aripiprazole	1 (0.5)
แอลกอฮอล์	18 (9.5)		
ยาบ้า	2 (1.1)		
คาเฟอีน	44 (23.2)		
กัญชา	1 (0.5)		

ตารางที่ 1 ลักษณะทั่วไปของกลุ่มตัวอย่าง (n = 190) (ต่อ)

ลักษณะของกลุ่มตัวอย่าง	จำนวน (ร้อยละ)
ยาด้านซึมเศร้า	94 (49.5)
Sertraline	71 (37.4)
Fluoxetine	21 (11.1)
Venlafaxine	2 (1.1)
ยาควบคุมอารมณ์	40 (21.1)
Valproate	38 (20.0)
Lithium	5 (2.6)
ขนาดยา risperidone (mg/day, mean $\pm$ SD)	2.92 $\pm$ 1.92
< 2.00 mg/day	54 (28.4)
2.00 - 3.99 mg/day	66 (34.7)
4.00 - 5.99 mg/day	45 (23.7)
6.00 - 7.99 mg/day	17 (9.0)
$\geq$ 8.00 mg/day	8 (4.2)
ระยะเวลาที่ได้รับยา risperidone (เดือน, mean $\pm$ SD)	37.77 $\pm$ 97.24
< 6 สัปดาห์	50 (26.3)
6 สัปดาห์ - 6 เดือน	35 (18.4)
> 6 เดือน	105 (55.3)
ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด (ng/mL, mean $\pm$ SD)	81.20 $\pm$ 57.48
ระดับต่ำ (mild)	65 (34.2)
ระดับปานกลาง (moderate)	72 (37.9)
ระดับสูง (severe)	53 (27.9)

P < 0.001) เช่นเดียวกับการวิเคราะห์ด้วยสถิติ Univariable linear regression โดยระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามขนาดยาที่ได้รับ นอกจากนี้ ดัชนีมวลกายยังคงมีความสัมพันธ์เชิงลบกับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด (β = -1.59, 95% CI = -2.95 - (-0.22), P = 0.023) และระดับการศึกษาในระดับมัธยมศึกษาถึงก่อนปริญญาตรี เมื่อเทียบกับกลุ่มที่มีการศึกษต่ำกว่ามัธยมต้น ยังคงมีความสัมพันธ์เชิงบวกที่มีนัยสำคัญทางสถิติ (β = 30.42, 95% CI = 4.19 - 56.65, P = 0.023) ส่วนปัจจัยอื่นไม่พบว่ามีผลสัมพันธ์กับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ เมื่อปรับผลลัพธ์ด้วยตัวแปรดังที่ได้กล่าวไป โดยเฉพาะเพศหญิงที่มีนัยสำคัญเมื่อวิเคราะห์ด้วย Univariable linear regression ในส่วนก่อนหน้า รายละเอียดของผลลัพธ์ดังตารางที่ 3

ความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงที่เกิดจากยา risperidone

อาการแสดงที่พบมากที่สุดคือประจำเดือนผิดปกติ (ร้อยละ 74.5) รองลงมาเป็นน้ำหนักไม่ลด (ร้อยละ 50.4) เต้านมโต (ร้อยละ 42.3) สมรรถภาพทางเพศบกพร่อง (ร้อยละ 40.9) สิว (ร้อยละ 35.0) และขนคด (ร้อยละ 12.4) ตามลำดับ โดยแต่ละอาการแสดงมีระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดที่ใกล้เคียงกันอยู่ในช่วง 79.1 - 89.1 อย่างไรก็ตาม เมื่อวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างระดับความรุนแรงของภาวะโปรแลคตินในเลือดสูงกับอาการแสดงดังกล่าว ไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ รายละเอียดของผลลัพธ์ดังตารางที่ 4

ผลลัพธ์การจัดการกับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด

จากการวิเคราะห์ผลของการจัดการระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดในผู้ป่วยที่ได้รับยา risperidone พบว่าการหยุดยา การเปลี่ยนยา และการลดขนาดยาส่งผลให้ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดลดลงอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ (P < 0.001) โดยเฉพาะการหยุดยา ซึ่งมีค่าเฉลี่ยลดลงมากที่สุดที่ -56.30 $\pm$ 47.42 ng/mL และผู้ป่วยส่วนใหญ่มีอาการดีขึ้น ขณะที่การเพิ่มยา aripiprazole มีแนวโน้มช่วยลดระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดแต่ยังไม่ถึงระดับนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนกลุ่มที่ไม่ได้ปรับขนาดยาและกลุ่มที่เพิ่มขนาดยาไม่พบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญ และในกลุ่มที่เพิ่มขนาดยาผู้ป่วยทั้งหมดมีอาการแย่ลง รายละเอียดของผลลัพธ์ดังตารางที่ 5

วิจารณ์

การศึกษานี้รวบรวมผู้ป่วยที่มีภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงจากการใช้ยา risperidone จำนวน 190 ราย โดยมีระดับโปรแลคตินเฉลี่ย 81.20 $\pm$ 57.48 ng/mL และส่วนใหญ่อยู่ในระดับความรุนแรงปานกลาง ผู้ป่วยส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง ซึ่งสอดคล้องกับความแตกต่างทางสรีรวิทยาที่เพศหญิงมีระดับโปรแลคตินสูงกว่าเพศชาย ส่งผลให้มีโอกาสเกิดภาวะนี้ได้มากกว่ากลุ่มตัวอย่างส่วนใหญ่อยู่ในช่วงอายุ 26 - 40 ปี สอดคล้องกับข้อมูลเดิมที่พบว่าภาวะดังกล่าวสามารถเกิดได้ทั้งในเด็กและผู้ใหญ่ อย่างไรก็ตาม ลักษณะประชากรของโรงพยาบาลจิตเวชทั้ง 3 แห่งที่ให้บริการผู้ป่วยผู้ใหญ่เป็นหลัก อาจทำให้ข้อมูลในกลุ่มเด็กและวัยรุ่นมีจำกัด ขนาดยา risperidone เฉลี่ยที่ผู้ป่วยได้รับคือ

ตารางที่ 2 ความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับยา risperidone และปัจจัยอื่นๆ (univariable linear regression)

ตัวแปร	Unadjusted β	SE	P-value	95% CI
ขนาดยา risperidone (mg/day)	8.298	2.104	<0.001*	4.15 – 12.45
ระยะเวลาที่ได้รับยา risperidone (เดือน)	0.035	0.043	0.422	-0.05 – 0.12
เพศหญิง	40.875	19.454	0.037*	2.50 – 79.25
อายุ	0.442	0.443	0.319	-0.43 – 1.31
ดัชนีมวลกาย (kg/m ²)	-1.584	0.694	0.024*	-2.95 – (-0.21)
ระดับการศึกษา				
ต่ำกว่ามัธยมต้น	Reference	-	-	-
มัธยมศึกษาถึงก่อนปริญญาตรี	27.488	13.579	0.045*	0.66 – 54.24
ปริญญาตรี	20.486	14.899	0.171	-8.91 – 49.88
สูงกว่าปริญญาตรี	17.915	42.401	0.673	-65.73 – 101.56
อาชีพ				
ว่างงาน	Reference	-	-	-
ทำงานประจำ	10.514	11.083	0.344	-11.35 – 32.38
นักเรียน/นักศึกษา	-6.079	12.263	0.621	-30.27 – 18.11
ทำไร่/ทำนา/ทำสวน	16.314	14.463	0.261	-12.22 – 44.85
อื่นๆ	-6.322	27.171	0.816	-59.30 – 47.28
การใช้สารเสพติด				
สูบบุหรี่	-28.250	14.127	0.047	-56.12 – (-0.38)
ดื่มแอลกอฮอล์	-24.366	14.165	0.087	-52.31 – 3.58
ใช้แอมเฟตามีน	-4.605	40.965	0.911	-85.41 – 76.20
ดื่มคาเฟอีน	-7.675	9.895	0.439	-27.20 – 11.84
ใช้กัญชา	-51.106	57.661	0.377	-164.85 – 62.64
การวินิจฉัยโรคทางจิตเวช				
โรคจิตเภท	Reference	-	-	-
โรคซึมเศร้า	-1.194	13.283	0.928	-27.40 – 25.01
โรคอารมณ์สองขั้ว	-1.856	10.072	0.854	-21.73 – 18.02
โรควิตกกังวล	-28.651	34.156	0.403	-96.04 – 38.74
อื่นๆ	-14.929	13.283	0.263	-41.14 – 11.28
มีโรคร่วม	16.106	11.917	0.178	-7.40 – 39.61
สิทธิการรักษา				
ประกันสุขภาพถ้วนหน้า	Reference	-	-	-
ประกันสังคม	29.609	14.631	0.044	0.74 – 58.48
เบิกได้/จ่ายตรง	2.353	18.649	0.900	-34.44 – 39.15
ชำระเงินเอง	21.413	13.617	0.118	-5.45 – 48.28

ตารางที่ 2 ความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับยา risperidone และปัจจัยอื่นๆ (univariable linear regression) (ต่อ)

ตัวแปร	Unadjusted β	SE	P-value	95% CI
ยาอื่นที่ได้รับนอกเหนือจาก risperidone				
ได้รับยาต้านโรคจิตที่เพิ่มระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด	11.129	11.437	0.332	-11.43 – 33.69
ได้รับยาต้านโรคจิตที่ทำให้ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดคงที่	-17.898	29.093	0.539	-75.29 – 39.49
ได้รับยาต้านซึมเศร้า	-3.559	8.366	0.671	-20.06 – 12.94
ได้รับยาควบคุมอารมณ์	-8.237	10.238	0.422	-28.43 – 11.96

β = regression coefficient; SE = standard error; CI = confidence interval

ตารางที่ 3 ความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับยา risperidone และปัจจัยอื่นๆ (multivariable linear regression)

ตัวแปร	Adjusted $\beta^{\dagger}$	SE	P-value	95% CI
ขนาดยา risperidone (mg/day)	9.03	2.12	<0.001*	4.85 – 13.21
ระยะเวลาที่ได้รับยา risperidone (เดือน)	0.016	0.044	0.725	-0.07 – 0.10
เพศหญิง	35.39	20.19	0.081	-4.46 – 75.24
ดัชนีมวลกาย (kg/m ²)	-1.59	0.69	0.023*	-2.95 – (-0.22)
ระดับการศึกษา				
ต่ำกว่ามัธยมต้น	Reference	-	-	-
มัธยมศึกษาถึงก่อนปริญญาตรี	30.42	13.29	0.023*	4.19 – 56.65
ปริญญาตรี	14.81	15.11	0.328	-15.01 – 44.62
สูงกว่าปริญญาตรี	23.11	42.63	0.588	-61.03 – 107.27
การใช้สารเสพติด				
สูบบุหรี่	-25.01	14.48	0.086	-53.58 – 3.57
ดื่มแอลกอฮอล์	-15.37	14.10	0.277	-43.21 – 12.47
มีโรคร่วม	11.55	11.77	0.328	-11.68 – 34.78
สิทธิการรักษา				
ประกันสุขภาพถ้วนหน้า	Reference	-	-	-
ประกันสังคม	25.72	14.66	0.081	-3.21 – 54.66
เบิกได้/จ่ายตรง	9.84	18.34	0.592	-26.37 – 46.05
ชำระเงินเอง	26.51	13.52	0.052	-0.18 – 53.21
การออกกำลังกาย				
ไม่ออกกำลังกาย	Reference	-	-	-
1 - 3 ครั้ง/สัปดาห์	-0.66	12.92	0.959	-26.17 – 24.85
> 3 ครั้ง/สัปดาห์	2.74	12.91	0.819	-22.79 – 26.27

β = regression coefficient; SE = standard error; CI = confidence interval

$\dagger$ ปรับอิทธิพลของตัวแปร ระยะเวลาที่ได้รับยา เพศ ดัชนีมวลกาย การศึกษา การสูบบุหรี่ การดื่มแอลกอฮอล์ โรคร่วม สิทธิการรักษา และการออกกำลังกาย

ตารางที่ 4 ความสัมพันธ์ของระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดกับอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงที่เกิดจากยา risperidone

อาการแสดง	จำนวนทั้งหมด (ร้อยละ)	ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด (mean $\pm$ SD)	ระดับความรุนแรงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง			P-value
			ระดับต่ำ (< 50 ng/mL)	ระดับปานกลาง (50 - 100 ng/mL)	ระดับสูง (> 100 ng/mL)	
น้ำนมไหล (galactorrhea)	69 (50.4)	81.3 $\pm$ 52.1	41 (59.4)	17 (24.6)	11 (15.9)	0.917
เต้านมโต (gynecomastia)	58 (42.3)	83.6 $\pm$ 54.1	33 (56.9)	16 (27.6)	9 (15.5)	0.971
ประจำเดือนผิดปกติ (menstrual irregularity)	102 (74.5)	85.7 $\pm$ 60.6	55 (53.9)	27 (26.5)	20 (19.6)	0.122
สมรรถภาพทางเพศบกพร่อง (sexual dysfunction)	56 (40.9)	79.1 $\pm$ 58.8	37 (66.1)	12 (21.4)	7 (12.5)	0.261
ขนดก (hirsutism)	17 (12.4)	89.1 $\pm$ 66.6	10 (58.8)	5 (29.4)	2 (11.8)	0.938
สิว (acne)	48 (35.0)	84.0 $\pm$ 51.0	27 (56.2)	16 (33.3)	5 (10.4)	0.248

ตารางที่ 5 ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดก่อนและหลังได้รับการจัดการ

วิธีการจัดการ	จำนวน (ร้อยละ)	ระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือด (ng/mL)			P-value	รูปแบบการเปลี่ยนแปลงของอาการ (ร้อยละ)		
		ก่อน (Mean $\pm$ SD)	หลัง (Mean $\pm$ SD)	การเปลี่ยนแปลง (Mean $\pm$ SD)		ดีขึ้น	คงเดิม	แย่ลง
เพิ่ม aripiprazole	5 (1.7)	97.37 $\pm$ 80.52	16.50 $\pm$ 16.08	-80.87 $\pm$ 73.44	0.070	3 (60.0)	2 (40.0)	0 (0.0)
หยุดยา	32 (11.1)	75.31 $\pm$ 50.78	19.02 $\pm$ 18.78	-56.30 $\pm$ 47.42	<0.001*	19 (59.4)	13 (40.6)	0 (0.0)
เปลี่ยนยา	17 (5.9)	55.93 $\pm$ 31.12	15.44 $\pm$ 13.66	-40.49 $\pm$ 33.02	<0.001*	9 (52.9)	8 (47.1)	0 (0.0)
ลดขนาดยา	63 (22.0)	99.98 $\pm$ 64.24	65.26 $\pm$ 50.02	-34.72 $\pm$ 60.52	<0.001*	27 (42.9)	33 (52.4)	3 (4.8)
ขนาดยาเท่าเดิม	30 (10.5)	85.12 $\pm$ 49.79	77.63 $\pm$ 44.24	-7.49 $\pm$ 65.94	0.539	6 (20.0)	19 (63.3)	5 (16.7)
เพิ่มขนาดยา	3 (1.0)	71.70 $\pm$ 22.22	110.28 $\pm$ 47.75	+38.58 $\pm$ 28.51	0.144	0 (0.0)	0 (0.0)	3 (100.0)

หมายเหตุ: การลดขนาดยาโดยเฉลี่ย ลดลงร้อยละ 46.05 จากขนาดยาเดิม และการเพิ่มขนาดยาโดยเฉลี่ย เพิ่มขึ้นร้อยละ 216.67 จากขนาดยาเดิม

2.92 $\pm$ 1.92 mg/day โดยร้อยละ 34.7 ได้รับขนาด 2.00 - 3.99 mg/day ซึ่งสอดคล้องกับแนวทางการรักษาโรคจิตเภท¹⁷ ขณะที่ผู้ป่วยร้อยละ 28.4 ได้รับขนาดยาน้อยกว่า 2 mg/day ซึ่งอาจสะท้อนการใช้ยาเป็นการรักษาเสริมในโรคซึมเศร้า^{18,19}

ผลการวิเคราะห์แสดงให้เห็นว่าขนาดยา risperidone มีความสัมพันธ์กับระดับโปรแลคตินในเลือดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ทั้งในการวิเคราะห์แบบ Univariable และ Multiple variable linear regression สะท้อนลักษณะอาการไม่พึงประสงค์ที่ขึ้นกับขนาดยา (dose-dependent) ความสัมพันธ์นี้สอดคล้องกับ

หลายการศึกษาที่รายงานว่าขนาดยา risperidone ทำให้เกิดภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงได้อย่างมีนัยสำคัญ ไม่ว่าจะเป็นการเพิ่มขนาดเพื่อรักษาโรคจิตเภท หรือแม้กระทั่งการเพิ่มขนาดยาเพื่อการรักษาเสริมในโรคซึมเศร้าหรือโรควิตกกังวลก็ตาม^{20,21} สำหรับระยะเวลาการได้รับ risperidone ไม่พบความสัมพันธ์กับระดับโปรแลคตินในเลือด แม้ผู้ป่วยส่วนใหญ่จะใช้นานกว่า 6 เดือน ทั้งนี้ภาวะดังกล่าวสามารถเกิดได้ตั้งแต่ระยะแรกของการรักษาจนถึงระยะยาว²² และยังไม่มีความชัดเจนเกี่ยวกับความสัมพันธ์ของระยะเวลาการใช้ยา ดังนั้นควรติดตามระดับโปรแลคตินในเลือด

ผู้ป่วยอย่างต่อเนื่องตลอดการรักษา สำหรับตัวแปรเพศมีนัยสำคัญในการวิเคราะห์แบบ univariable แต่ไม่คงอยู่ใน multivariable analysis สาเหตุอาจเป็นเพราะตัวแปรเพศหญิงได้รับผลกระทบจากประสิทธิภาพของตัวแปรหลายตัวแปร และสัดส่วนของเพศหญิงในกลุ่มตัวอย่างมีมากกว่าเพศชายดังที่ได้กล่าวไปข้างต้น²³ อย่างไรก็ตาม เพศหญิงยังอาจเป็นปัจจัยสำคัญต่อระดับโปรแลคตินในเลือด จึงควรมีการศึกษาเพิ่มเติมด้วยการควบคุมตัวแปรอย่างเหมาะสม

การศึกษานี้พบว่าผู้ป่วยเกือบครึ่งมีดัชนีมวลกายในระดับโรคอ้วนถึงโรคอ้วนระดับอันตราย อย่างไรก็ตาม ระดับดัชนีมวลกายที่สูงขึ้นกลับสัมพันธ์กับระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดที่ลดลง ซึ่งขัดแย้งกับบางการศึกษาก่อนหน้านี้ที่รายงานความสัมพันธ์เชิงบวก^{24,25} ทั้งนี้ความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีมวลกายกับระดับโปรแลคตินยังไม่ชัดเจน โดยอาจสะท้อนผลข้างเคียงด้านเมตาบอลิกของยาต้านโรคจิตมากกว่าความสัมพันธ์เชิงสาเหตุโดยตรง²⁶

สำหรับระดับการศึกษา ยังไม่พบหลักฐานชัดเจนว่ามีผลต่อระดับโปรแลคตินในเลือด แม้ว่าผู้ป่วยส่วนใหญ่ (ร้อยละ 61.6) อยู่ในระดับมัธยมศึกษาถึงก่อนปริญญาตรี ซึ่งอาจเพิ่มโอกาสในการตรวจพบนัยสำคัญทางสถิติ ขณะที่ผู้ป่วยที่มีการศึกษาสูงกว่าอาจมีความรู้และความตระหนักรู้ด้านสุขภาพดีกว่า ส่งผลต่อความร่วมมือในการใช้ยาและการติดตามการรักษา ทั้งนี้ควรมีการศึกษาเพิ่มเติมเพื่อยืนยันความสัมพันธ์ดังกล่าวต่อไป

อาการที่พบบ่อยที่สุดคือประจำเดือนผิดปกติ รองลงมาคือน้ำนมไหล เต้านมโต และสมรรถภาพทางเพศบกพร่อง โดยความชุกแตกต่างกันตามแต่ละการศึกษา เช่น การศึกษาของ Savarimuthu MK และคณะ ในปี ค.ศ. 2019²⁷ รายงานภาวะขาดประจำเดือนในผู้หญิงที่ใช้ยา risperidone มีถึงร้อยละ 73.4 ขณะที่การศึกษาของ Glocker C และคณะ ในปี ค.ศ. 2021²⁸ พบอาการน้ำนมไหลในประชากรหญิงที่ใช้ยา risperidone เพียงร้อยละ 0.25 ส่วนการศึกษาของ Ugene A และคณะ ในปี ค.ศ. 2018²⁹ รายงานอาการเต้านมโตในวัยรุ่นชายที่ใช้ risperidone ร้อยละ 21.3 และการศึกษาของ Park Y และคณะ ในปี ค.ศ. 2012³⁰ รายงานความชุกของสมรรถภาพทางเพศบกพร่องร้อยละ 67.8 ขณะที่อาการขนดกและสิวส่วนใหญ่เป็นเพียงรายงาน (case report) อย่างไรก็ตาม หลักฐานเกี่ยวกับความสัมพันธ์ระหว่างระดับโปรแลคตินในเลือดกับอาการแสดงยังมีจำกัด ในการศึกษาที่ไม่พบความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญระหว่างระดับโปรแลคติน

ในเลือดกับอาการในทุกกลุ่ม ($p > 0.05$) สะท้อนว่าความรุนแรงของอาการอาจไม่สัมพันธ์เชิงเส้นกับระดับโปรแลคตินในเลือด และขึ้นอยู่กับปัจจัยเฉพาะบุคคล

ผลลัพธ์การจัดการภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูงพบว่า การหยุดยา risperidone ให้ผลลดระดับโปรแลคตินในเลือดดีที่สุด รองลงมาคือการเปลี่ยนยาและการลดขนาดยา อย่างไรก็ตาม หลักฐานเชิงระบบสนับสนุนการเสริมการรักษาด้วย aripiprazole โดยการศึกษาของ Lu Z และคณะ ในปี ค.ศ. 2022³¹ และ Jiang Q และคณะ ในปี ค.ศ. 2024³² รายงานว่า adjunctive aripiprazole มีประสิทธิภาพในการลดระดับโปรแลคตินอย่างมีนัยสำคัญ สอดคล้องกับแนวทางการรักษาหลายฉบับ³³⁻³⁵ เนื่องจากออกฤทธิ์เป็น dopamine partial agonist อย่างไรก็ตาม การศึกษานี้ไม่พบผลดังกล่าวอย่างมีนัยสำคัญ อาจเนื่องจากจำนวนผู้ป่วยที่ได้รับ aripiprazole มีน้อย และข้อจำกัดด้านการเข้าถึงยาในระบบหลักประกันสุขภาพ

ข้อจำกัดของการศึกษานี้คือ เป็นการศึกษาแบบย้อนหลัง ซึ่งอาจมีข้อมูลไม่ครบถ้วน การศึกษาในหลายโรงพยาบาลที่มีความแตกต่างด้านการดูแลรักษาอาจก่อให้เกิดความแปรปรวนของข้อมูล และการคัดเลือกเฉพาะผู้ป่วยที่มีอาการซึ่งอาจทำให้เกิด selection bias นอกจากนี้ การไม่มีค่าพื้นฐานของระดับโปรแลคตินในเลือดก่อนเริ่มยา risperidone และขนาดตัวอย่างที่จำกัด โดยเฉพาะในกลุ่มที่ได้รับ aripiprazole อาจลดความสามารถในการตรวจพบความแตกต่าง อีกทั้งการวัดระดับโปรแลคตินในเลือดเพียงครั้งเดียวหลังปรับการรักษาอาจไม่เพียงพอในการประเมินแนวโน้มในระยะยาว

ข้อเสนอแนะสำหรับการศึกษาในอนาคตควรออกแบบไปข้างหน้า (prospective study) มีการกำหนดระเบียบวิธีวิจัยที่ชัดเจนและขนาดตัวอย่างเพียงพอ ทั้งในรูปแบบศูนย์เดียวหรือหลายศูนย์ โดยควรวัดระดับโปรแลคตินในเลือดตั้งแต่ก่อนเริ่มยา risperidone และติดตามอย่างต่อเนื่องหลายช่วงเวลาเพื่อประเมินแนวโน้มการเปลี่ยนแปลง ควรรวมผู้ป่วยทั้งที่มีและไม่มีอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโปรแลคตินในเลือดสูง เพื่อหลีกเลี่ยง selection bias และควบคุมปัจจัยกวนที่สำคัญ นอกจากนี้ ควรมีการศึกษาเชิงวิเคราะห์เกี่ยวกับประสิทธิผลของ aripiprazole ในการลดระดับโปรแลคตินในเลือดโดยเฉพาะ รวมถึงการติดตามผลระยะยาวเพื่อประเมินผลกระทบทั้งด้านอาการและคุณภาพชีวิตอย่างครอบคลุม

สรุป

การศึกษานี้พบว่าขนาดยา risperidone เป็นปัจจัยสำคัญที่สัมพันธ์กับระดับฮอร์โมนโพรแลคตินในเลือดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ อย่างไรก็ตาม ไม่พบความสัมพันธ์ระหว่างระดับฮอร์โมนโพรแลคตินในเลือดกับอาการแสดงของภาวะระดับฮอร์โมนโพรแลคตินในเลือดสูงที่เกิดจากยา risperidone อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ด้านการจัดการภาวะระดับฮอร์โมนโพรแลคตินในเลือดสูง พบว่าการหยุดยา การเปลี่ยนยา และการลดขนาดยา risperidone ช่วยลดระดับฮอร์โมนโพรแลคตินในเลือดได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ขณะที่การเสริมการรักษาด้วย aripiprazole มีแนวโน้มช่วยลดระดับฮอร์โมนโพรแลคตินในเลือดแต่ยังไม่ถึงระดับนัยสำคัญ สรุปผลการศึกษานี้สามารถนำไปใช้เป็นข้อมูลเบื้องต้นในการพัฒนาแนวทางการค้นหาและวางแผนการจัดการภาวะระดับฮอร์โมนโพรแลคตินในเลือดสูงในผู้ป่วยที่ได้รับยา risperidone ในเวชปฏิบัติจริงต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

ผู้วิจัยขอขอบคุณโรงพยาบาลสวนปรุง โรงพยาบาลพระศรีมหาโพธิ์ และโรงพยาบาลสวนสราญรมย์ สำหรับการสนับสนุนด้านข้อมูล ตลอดจนขอขอบพระคุณ ญ.ชมนกชวีระวัณชัย, ผศ.ภก.ทวนธน์ บุญลือ, ดร.ญ.ชิดชนก เรือนก้อน, ผศ.ญ.เรวดี เจนร่วมจิต, ดร.ญ.วนิดา พุ่มไพศาลชัย, ญ.ขวัญจิรา ศรีดาวเรือง, ญ.พรทิพย์ อภิวัฒน์นกร และ ญ.กมลรัตน์ โสมรักษ์ สำหรับข้อเสนอแนะทางวิชาการ อันทรงคุณค่า ทั้งนี้ ขอขอบคุณผู้เกี่ยวข้องทุกท่านที่มีส่วนสนับสนุนในการวิจัยครั้งนี้สำเร็จลุล่วงด้วยดี

ผลประโยชน์ขัดกัน (conflict of interest)

การศึกษานี้ไม่มีผลประโยชน์ทับซ้อนกับหน่วยงานใดๆ

การมีส่วนร่วมของผู้นิพนธ์ (authors' contributions)

น้ำฝน ปิยะตระกูล: การเขียนแนวคิด การออกแบบการศึกษา การเก็บข้อมูล การวิเคราะห์ข้อมูล การเขียนบทความ และการตรวจสอบแก้ไขบทความ; ทวนธน์ บุญลือ: การเขียนแนวคิด การออกแบบการศึกษา และการตรวจสอบการแก้ไขบทความ; ชมนกชวีระวัณชัย: การเขียนแนวคิด การออกแบบการศึกษา การเก็บข้อมูล; ปิยพร ชูชีพ: การเก็บข้อมูล

เอกสารอ้างอิง

- McNeil SE, Gibbons JR, Cogburn M. Risperidone. In: StatPearls. Treasure Island (FL): StatPearls Publishing; 2025.
- National Drug System Development Subcommittee. National list of essential medicines (NLEM) Thailand 2023. Nonthaburi: Ministry of Public Health; 2023.
- Horacek J, Bubenikova-Valesova V, Kopecek M, Palenicek T, Dockery C, Mohr P, et al. Mechanism of action of atypical antipsychotic drugs and the neurobiology of schizophrenia. CNS Drugs 2006; 20(5): 389-409.
- Seeman MV. Secondary effects of antipsychotics: women at greater risk than men. Schizophr Bull 2009; 35(5): 937-48.
- Stojkovic M, Radmanovic B, Jovanovic M, Janjic V, Muric N, Ristic DI. Risperidone-induced hyperprolactinemia: from basic to clinical studies. Front Psychiatry 2022; 13: 874705.
- Smith S, Wheeler MJ, Murray R, O'Keane V. The effects of antipsychotic-induced hyperprolactinemia on the hypothalamic-pituitary-gonadal axis. J Clin Psychopharmacol 2002; 22(2): 109-14.
- Al Jumaili W, Jain SB. Atypical antipsychotic effect on bone mineral density. In: StatPearls. Treasure Island (FL): StatPearls Publishing; 2025.
- Johnston AN, Bu W, Hein S, Garcia S, Camacho L, Xue L, et al. Hyperprolactinemia-inducing antipsychotics increase breast cancer risk by activating JAK-STAT5 in precancerous lesions. Breast Cancer Res 2018; 20(1): 42.
- Kinon BJ, Gilmore JA, Liu H, Halbreich UM. Prevalence of hyperprolactinemia in schizophrenic patients treated with conventional antipsychotic medications or risperidone. Psychoneuroendocrinology 2003; 28(Suppl 2): 55-68.
- Alosaimi FD, Fallata EO, Abalhassan M, Alhabbad A, Alzain N, Alhaddad B, et al. Prevalence and risk factors of hyperprolactinemia among patients with various psychiatric diagnoses and medications. Int J Psychiatry Clin Pract 2018; 22(4): 274-81.
- Hongkaew Y, Ngamsamut N, Puangpetch A, Vanwong N, Srisawasdi P, Chamnanphon M, et al. Hyperprolactinemia in Thai children and adolescents with autism spectrum disorder treated with risperidone. Neuropsychiatr Dis Treat 2015; 11: 191-6.
- Werawattanachai C, Sang-ngarm A, Somrak K, Silaket S, Boonlue T. Clinical characteristics, prolactin level and management of psychotropic drug-induced hyperprolactinemia. Thai J Hosp Pharm 2022; 32(3): 218-29.
- Serri O, Chik CL, Ur E, Ezzat S. Diagnosis and management of hyperprolactinemia. CMAJ 2003; 169(6): 575-81.
- Werawattanachai C. Hyperprolactinemia in psychiatric patients. J Health Sci BCNSP 2018; 2(1): 1-11.
- Peuskens J, Pani L, Detraux J, De Hert M. The effects of novel and newly approved antipsychotics on serum prolactin levels: a comprehensive review. CNS Drugs 2014; 28(5): 421-53.
- Kroigaard SM, Clemmensen L, Tarp S, Pagsberg AK. A meta-analysis of antipsychotic-induced hypo- and hyperprolactinemia in children and adolescents. J Child Adolesc Psychopharmacol 2022; 32(7): 374-89.
- Keepers GA, Fochtman LJ, Anzia JM, Benjamin S, Lyness JM, Mojtabei R, et al. The American Psychiatric Association practice

- guideline for the treatment of patients with schizophrenia. *Am J Psychiatry* 2020; 177(9): 868-72.
18. Keitner GI, Garlow SJ, Ryan CE, Ninan PT, Solomon DA, Nemeroff CB, et al. A randomized, placebo-controlled trial of risperidone augmentation for patients with difficult-to-treat unipolar, non-psychotic major depression. *J Psychiatr Res* 2009; 43(3): 205-14.
 19. Mahmoud RA, Pandina GJ, Turkoz I, Kosik-Gonzalez C, Canuso CM, Kujawa MJ, et al. Risperidone for treatment-refractory major depressive disorder: a randomized trial. *Ann Intern Med* 2007; 147(9): 593-602.
 20. Bo Q, Dong F, Li X, Wang Z, Ma X, Wang C. Prolactin-related symptoms during risperidone maintenance treatment: results from a prospective, multicenter study of schizophrenia. *BMC Psychiatry* 2016; 16(1): 386.
 21. Kopecek M, Bares M, Horacek J, Mohr P. Low-dose risperidone augmentation of antidepressants or anxiolytics is associated with hyperprolactinemia. *Neuro Endocrinol Lett* 2006; 27(6): 803-6.
 22. Muench J, Hamer AM. Adverse effects of antipsychotic medications. *Am Fam Physician* 2010; 81(5): 617-22.
 23. Olvera Astivia OL, Gadermann A, Guhn M. The relationship between statistical power and predictor distribution in multilevel logistic regression: a simulation-based approach. *BMC Med Res Methodol* 2019; 19(1): 97.
 24. Pirchio R, Graziadio C, Colao A, Pivonello R, Auriemma RS. Metabolic effects of prolactin. *Front Endocrinol (Lausanne)* 2022; 13: 1015520.
 25. Kirsch P, Kunadia J, Shah S, Agrawal N. Metabolic effects of prolactin and the role of dopamine agonists: a review. *Front Endocrinol (Lausanne)* 2022; 13: 1002320.
 26. Ben-Jonathan N, Hugo ER, Brandebourg TD, LaPensee CR. Focus on prolactin as a metabolic hormone. *Trends Endocrinol Metab* 2006; 17(3): 110-6.
 27. Savarimuthu MK, Bhaskar S, Alexander AM, Kurian S. A cross-sectional study on antipsychotic-induced amenorrhoea in women attending a tertiary care centre in South India. *Int J Res Med Sci* 2019; 7(6): 2067-71.
 28. Glocker C, Grohmann R, Engel R, Seifert J, Stübner S, Bleich S, et al. Galactorrhea during antipsychotic treatment: results from AMSP, a drug surveillance program, between 1993 and 2015. *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci* 2021; 271(8): 1425-35.
 29. Eugene AR, Eugene B. An opportunity for clinical pharmacology trained physicians to improve patient drug safety: a retrospective analysis of adverse drug reactions in teenagers. *F1000Res* 2018; 7: 677.
 30. Park YW, Kim Y, Lee JH. Antipsychotic-induced sexual dysfunction and its management. *World J Mens Health* 2012; 30(3): 153-9.
 31. Lu Z, Sun Y, Zhang Y, Chen Y, Guo L, Liao Y, et al. Pharmacological treatment strategies for antipsychotic-induced hyperprolactinemia: a systematic review and network meta-analysis. *Transl Psychiatry* 2022; 12(1): 267.
 32. Jiang Q, Li T, Zhao L, Sun Y, Mao Z, Xing Y, et al. Treatment of antipsychotic-induced hyperprolactinemia: an umbrella review of systematic reviews and meta-analyses. *Front Psychiatry* 2024; 15: 1337274.
 33. Gupta S, Lakshmanan DAM, Khastgir U, Nair R. Management of antipsychotic-induced hyperprolactinaemia. *BJPsych Adv* 2017; 23(4): 278-86.
 34. Rusgis MM, Alabbasi AY, Nelson LA. Guidance on the treatment of antipsychotic-induced hyperprolactinemia when switching the antipsychotic is not an option. *Am J Health Syst Pharm* 2021; 78(10): 862-71.
 35. Tewksbury A, Olander A. Management of antipsychotic-induced hyperprolactinemia. *Ment Health Clin* 2016; 6(4): 185-90.