

DOI: 10.58490/ctump.2024i79.2771

TÌNH HÌNH RỐI LOẠN PHỔ TỰ KỶ VÀ MỘT SỐ YẾU TỐ LIÊN QUAN Ở TRẺ TỰ KỶ TỪ 18 ĐẾN 36 THÁNG TUỔI RỐI LOẠN PHỔ TỰ KỶ TRÊN ĐỊA BÀN TỈNH VĨNH LONG NĂM 2023

Trần Huỳnh Như¹, Hồ Thị Thu Hằng², Nguyễn Tấn Đạt^{3*}

1. Trung tâm Y tế Bình Minh, tỉnh Vĩnh Long

2. Sở Y tế tỉnh Vĩnh Long

3. Trường Đại học Y Dược Cần Thơ

*Email: ntdat@ctump.edu.vn

Ngày nhận bài: 26/5/2024

Ngày phản biện: 18/8/2024

Ngày duyệt đăng: 25/8/2024

TÓM TẮT

Đặt vấn đề: Rối loạn phổ tự kỷ là một rối loạn phát triển toàn diện bắt đầu từ giai đoạn trẻ nhỏ, dẫn đến những khuyết tật nghiêm trọng về tâm lý, xã hội và kinh tế. **Mục tiêu nghiên cứu:** Xác định tỷ lệ và một số yếu tố liên quan đến rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ từ 18 đến 36 tháng tuổi tại tỉnh Vĩnh Long năm 2023. **Đối tượng và phương pháp nghiên cứu:** Nghiên cứu được thiết kế theo phương pháp cắt ngang để tính tỷ lệ hiện mắc rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ với việc sàng lọc 2.902 trẻ bằng bảng kiểm MCHAT-R, sau đó chẩn đoán xác định mắc rối loạn phổ tự kỷ theo tiêu chuẩn DSM-5, kết hợp với nghiên cứu bệnh chứng trên 273 trẻ nhằm xác định các yếu tố liên quan đến rối loạn này ở trẻ từ 18-36 tháng tuổi tại tỉnh Vĩnh Long. **Kết quả:** Tỷ lệ mắc rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ trong nghiên cứu là 2,3%. Các yếu tố bao gồm: nhóm tuổi trẻ, giới tính, thứ tự sinh, dân tộc, can thiệp khi sinh, thời gian chuyển dạ, nhóm tuổi và trình độ người chăm sóc có liên quan đến khả năng mắc RLPT ở trẻ, tuy nhiên khi phân tích đa biến, chỉ còn tuổi của trẻ ($OR_{hc}=4,34$), thứ tự sinh ($OR_{hc}=68,89$), tuổi người chăm sóc ($OR_{hc}=194,45$) và thời gian chuyển dạ ($OR_{hc}=6,49$) cho thấy có mối liên quan. **Kết luận:** Các yếu tố như tuổi của trẻ, thứ tự sinh, tuổi của người chăm sóc và thời gian chuyển dạ có liên quan đến nguy cơ mắc rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ. Kết quả nghiên cứu gợi ý rằng cần phát triển các chiến lược can thiệp sớm dựa trên đặc điểm cá nhân và gia đình để nâng cao hiệu quả phòng ngừa và quản lý rối loạn này.

Từ khóa: Tự kỷ, rối loạn, phổ tự kỷ, trẻ em, Vĩnh Long.

ABSTRACT

THE PREVALENCE OF AUTISM SPECTRUM DISORDER AND ASSOCIATED FACTORS IN CHILDREN AGED 18 TO 36 MONTHS AT VINH LONG PROVINCE IN 2023

Tran Huynh Nhu¹, Ho Thi Thu Hang², Nguyen Tan Dat^{3*}

1. Binh Minh Health Center, Vinh Long Province

2. Vinh Long Department of Health

3. Can Tho University of Medicine and Pharmacy

Background: Autism spectrum disorder (ASD) is a pervasive developmental disorder that begins in early childhood, leading to significant impairments in psychological, social, and economic aspects. **Objective:** To determine the prevalence and associated factors of autism spectrum disorder in children aged 18 to 36 months in Vinh Long province in 2023. **Materials and methods:** The study was designed as a cross-sectional survey to calculate the prevalence of ASD in children by screening 2,902 children using the MCHAT-R checklist, followed by definitive diagnosis according to DSM-5 criteria. Additionally, a case study of 273 children was conducted to identify factors related to the

disorder in children aged 18-36 months in Vinh Long province. Results: The prevalence of ASD among the children in the study was 2.3%. Factors such as the child's age, gender, birth order, ethnicity, interventions at birth, labor duration, and caregiver's age and education level were initially considered. However, multivariate analysis revealed that only the child's age (OR=4.34), birth order (OR=68.89), caregiver's age (OR=194.45), and labor duration (OR=6.49) were significantly associated with ASD. Conclusion: Factors such as the child's age, birth order, caregiver's age, and labor duration are related to the risk of developing ASD. The study suggests the need to develop early intervention strategies based on individual and familial characteristics to enhance the prevention and management of this disorder.

Keywords: Autism, disorder, autism spectrum disorder, children, Vinh Long

I. ĐẶT VẤN ĐỀ

Rối loạn phổ tự kỷ (RLPTK) là một tình trạng phát triển lan tỏa, có thể từ nhẹ đến nặng, bắt đầu từ khi trẻ còn nhỏ (thường trước 3 tuổi) và kéo dài suốt đời. Các dấu hiệu chính của rối loạn phổ tự kỷ bao gồm: khó khăn trong tương tác xã hội, vấn đề về giao tiếp, và hành vi có tính chất cố định và hạn chế. Rối loạn này gây ra những khuyết tật nghiêm trọng về tâm lý, xã hội và kinh tế, tạo ra gánh nặng cho cả gia đình và xã hội. Trẻ mắc rối loạn phổ tự kỷ thường gặp khó khăn trong việc sống độc lập, học tập, và xây dựng các mối quan hệ xã hội. Dù rối loạn phổ tự kỷ có thể xuất hiện từ rất sớm, các triệu chứng điển hình thường chỉ được chẩn đoán chính xác khi trẻ đạt 24 tháng tuổi, dẫn đến việc phát hiện tình trạng này có thể bị trễ. Xuất phát từ vấn đề này, nghiên cứu này “Tình hình rối loạn phổ tự kỷ và một số yếu tố liên quan ở trẻ tự kỷ từ 18 đến 36 tháng tuổi trên địa bàn tỉnh Vĩnh Long năm 2023” được thực hiện với mục tiêu: Xác định tỷ lệ và các yếu tố liên quan đến rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ từ 18-36 tháng tuổi tại tỉnh Vĩnh Long trong năm 2023.

II. ĐỐI TƯỢNG VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Đối tượng nghiên cứu

Toàn bộ trẻ từ 18 tháng tuổi đến 36 tháng tuổi tại thời điểm nghiên cứu trên địa bàn tỉnh Vĩnh Long

-**Tiêu chuẩn chọn mẫu:** Trẻ từ 18 tháng tuổi đến 36 tháng tuổi tại thời điểm nghiên cứu trên địa bàn tỉnh Vĩnh Long cư trú ít nhất 6 tháng tại địa bàn. Người chăm sóc trẻ từ 18 tuổi trở lên chăm sóc ít nhất 6 tháng, đồng ý tham gia nghiên cứu.

-**Tiêu chuẩn loại trừ:** Trẻ hoặc người chăm sóc trẻ từ 18 tháng tuổi đến 36 tháng tuổi bị: câm, điếc (bẩm sinh), bại não, Down, các bệnh rối loạn chuyển hóa...

2.2. Phương pháp nghiên cứu

- **Cỡ mẫu:** Sử dụng công thức ước tính cỡ mẫu theo một tỉ lệ:

$$n = \frac{Z^2_{(1-\alpha/2)} \times p \times (1 - p)}{d^2}$$

Trong đó:

n: là cỡ mẫu tối thiểu.

α : mức ý nghĩa = 0,05.

d: sai số ước tính = 0,008.

$Z_{1-\alpha/2}$: hệ số tin cậy, chọn hệ số tin cậy là 95% $\rightarrow Z_{1-\alpha/2} = 1,96$.

p: Chọn p = 0,024 theo nghiên cứu của Lương Hoàng Bảo (2022), tỷ lệ rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ là 2,4% [1]. Để hạn chế sai số do chọn mẫu nhiều giai đoạn chúng tôi nhân với hệ số thiết kế D.E =2, cỡ mẫu tối thiểu cần thiết là 2.812 trẻ. Thực tế chúng tôi khảo sát là 2.902 trẻ.

Cỡ mẫu nghiên cứu bệnh chứng: chúng tôi phát hiện có 66 trẻ bị rối loạn phổ tự kỷ chúng tôi chọn tỷ lệ bệnh: chứng là 1:3. Cỡ mẫu thực tế cho nghiên cứu này là 273 trẻ

-Thiết kế nghiên cứu:

+ **Mục tiêu 1:** Xác định tỷ lệ rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ từ 18-36 tháng tuổi tại tỉnh Vĩnh Long trong năm 2023. Sử dụng thiết kế nghiên cứu cắt ngang mô tả với phương pháp chọn mẫu ngẫu nhiên nhiều giai đoạn. Giai đoạn 1: chọn 4 huyện/thị xã vào nghiên cứu. Giai đoạn 2: mỗi huyện/thị xã chọn 4 xã vào nghiên cứu. Giai đoạn 3: chọn toàn bộ những trẻ và người chăm sóc chính cho trẻ vào nghiên cứu.

+ **Mục tiêu 2:** Xác định các yếu tố liên quan đến rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ từ 18-36 tháng tuổi tại tỉnh Vĩnh Long trong năm 2023. Sử dụng thiết kế nghiên cứu bệnh chứng, nhóm bệnh chọn toàn bộ 66 trẻ được phát hiện từ nghiên cứu cắt ngang, nhóm chứng chọn mẫu ngẫu nhiên hệ thống. Đầu tiên, chúng tôi làm danh sách 2.836 trẻ không mắc bệnh. Tính hệ số $k=2.836/207 \approx 14$. Chọn ngẫu nhiên giá trị đầu tiên (r) bằng phần mềm excel và tiếp tục chọn các giá trị tiếp theo công thức $j.k+r$, với $j=1; 2...; n$. cho đến khi đủ 207 mẫu nhóm chứng.

- Nội dung nghiên cứu:

+ Đặc điểm chung: Tuổi, giới, dân tộc, kinh tế, học vấn người chăm sóc, thứ tự con.

+ Rối loạn phổ tự kỷ: Sàng lọc trẻ bằng bảng kiểm MCHAT-R, sau đó chẩn đoán xác định theo tiêu chuẩn DSM-5.

+ Các yếu tố liên quan: đặc điểm chung của trẻ, người chăm sóc và các đặc điểm khi sinh của trẻ.

- **Phương pháp thu thập số liệu:** Nghiên cứu thu thập số liệu bằng phương pháp phỏng vấn trực tiếp người chăm sóc trẻ bằng bộ câu hỏi được thiết kế sẵn.

- **Phương pháp xử lý số liệu:** nghiên cứu sử dụng phần mềm SPSS 26.0. Thống kê mô tả bằng tần số (n), tỷ lệ (%). Thống kê phân tích, sử dụng kiểm định chi bình phương cho phân tích đơn biến, với giá trị $p \leq 0,05$ được xác định là có ý nghĩa thống kê, ước lượng mối quan hệ bằng giá trị OR và KTC 95%. Các biến số có giá trị $p \leq 0,05$ được đưa vào mô hình hồi quy đa biến logistic để hiệu chỉnh mối liên quan, với giá trị $p \leq 0,05$ được xác định là có ý nghĩa thống kê, ước lượng mối quan hệ bằng giá trị OR hiệu chỉnh và KTC 95%.

- **Đạo đức trong nghiên cứu:** Nghiên cứu được thông qua Hội đồng y đức của Trường Đại học Y Dược Cần Thơ số 23.196.HV/PCT-HĐĐĐ. Các đối tượng được giải thích cụ thể, rõ ràng mục đích, quy trình nghiên cứu. Các thông tin riêng tư của đối tượng được đảm bảo bí mật. Các đối tượng được quyền từ chối hoặc rút lui ở bất kỳ giai đoạn nào của nghiên cứu.

III. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

3.1. Thông tin chung

Bảng 1. Đặc điểm chung của đối tượng nghiên cứu bệnh chứng

Biến số		Tần số	Tỷ lệ	Biến số		Tần số	Tỷ lệ
Giới tính trẻ	Nam	145	53,1	Trình độ người chăm sóc	<THPT	146	53,5
	Nữ	128	46,9		≥THPT	127	46,5
Nhóm tuổi trẻ	18-<24 tháng	33	12,1	Dân tộc	Kinh	215	78,8
	24-<30 tháng	134	49,1		Hoa	8	2,9
	30-36 tháng	106	38,8		Khmer	50	18,3
Thứ tự con	Con đầu lòng	252	92,3	Tổng		273	100
	Con thứ 2	21	7,7				

Nhận xét: Trong nhóm trẻ khảo sát, nam giới chiếm tỷ lệ lớn hơn (53,1%). Nhóm tuổi phổ biến nhất là 24-<30 tháng tuổi (49,1%). Đa số thuộc dân tộc Kinh (78,8%), và phần lớn là con đầu lòng (92,3%). Gần một nửa (46,5%), người chăm sóc có học vấn từ THPT trở lên.

3.2. Tỷ lệ rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ 18-36 tháng tuổi

Bảng 2. Tỷ lệ rối loạn phổ tự kỷ

Rối loạn phổ tự kỷ	Tần số (n)	Tỷ lệ (%)
Có	66	2,3
Không	2836	97,7
Tổng số	2902	100,0

Nhận xét: có 66 trẻ mắc rối loạn phổ tự kỷ (2,3%) và 2836 người không mắc (97,7%).

3.3. Một số yếu tố liên quan rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ

Bảng 3. Liên quan giữa rối loạn phổ tự kỷ và một số yếu tố

Đặc điểm	Giá trị biến số	Có		Không		OR (KTC 95%)	p
		n	%	n	%		
Nhóm tuổi trẻ	18-<24 tháng tuổi	20	60,6	13	39,4	6,48 (3,0-14,0)	<0,001
	24-<36 tháng tuổi	46	19,1	195	80,9		
Giới tính trẻ	Nam	41	28,3	104	71,7	1,85 (1,04-3,29)	0,034
	Nữ	25	19,5	103	80,5		
Thứ tự con	Con đầu lòng	50	19,8	202	80,2	12,9 (4,52 – 36,97)	<0,001
	Con thứ 2	16	76,2	5	23,8		
Dân tộc trẻ	Kinh	59	27,4	156	72,6	2,75 (1,18-6,41)	0,015
	Khác	7	12,1	51	87,9		
Đặc điểm người chăm sóc							
Nhóm tuổi	< 35 tuổi	62	75,6	20	24,4	144,9 (47,7-440,3)	<0,001
	≥ 35 tuổi	4	2,1	187	97,9		
Trình độ	< THPT	16	11,0	130	89,0	5,27 (2,81-9,90)	<0,001
	≥ THPT	62	75,6	20	24,4		
Đặc điểm khi sinh							
Can thiệp khi sinh	Có	48	32,9	98	67,1	2,96 (1,61-5,43)	<0,001
	Không	18	14,2	109	85,8		
Thời gian chuyển dạ	Bất thường	24	48,0	26	52,0	3,97 (2,07-7,61)	<0,001
	Bình thường	42	18,8	181	81,2		

Nhận xét: Trẻ 18-24 tháng tuổi có nguy cơ mắc RLPTK cao hơn nhóm 24-36 tháng tuổi (OR = 6,48). Trẻ nam có nguy cơ cao hơn trẻ nữ (OR = 1,85). Con thứ hai có nguy cơ cao hơn con đầu lòng (OR = 12,9). Trẻ dân tộc Kinh có nguy cơ cao hơn 2,75 lần so với trẻ dân tộc khác. Tất cả kết quả đều có ý nghĩa thống kê với $p < 0,05$. Phân tích đặc điểm người chăm sóc chính của trẻ, nhóm tuổi và trình độ học vấn người chăm sóc cho thấy có liên quan đến khả năng mắc RLPTK ở trẻ với $p < 0,001$. Việc can thiệp y tế khi sinh tăng gấp 2,96 lần khả năng mắc RLPTK ở trẻ so với đẻ thường (OR = 2,96; 95% KTC: 1,61-5,43). Thời gian chuyển dạ bất thường tăng nguy cơ mắc RLPTK ở trẻ gấp gần 4 lần so với thời gian bình thường (OR = 3,97 (95% KTC: 2,07-7,6)). Sự khác biệt này có ý nghĩa thống kê với $p < 0,001$.

Bảng 4. Mô hình hồi quy logistic đa biến các yếu tố liên quan đến RLPTK ở trẻ

Đặc điểm	aOR (KTC 95%)	p
Tuổi trẻ: 18-<24 tháng tuổi/24-<36 tháng tuổi ¹	4,34 (1,01-18,65)	0,048
Giới tính: Nam/ Nữ ¹	1,45 (0,48-4,43)	0,508
Thứ tự con: Con thứ 2 / Con đầu lòng ¹	68,89 (6,82-695,57)	<0,001
Dân tộc: Kinh / Khác ¹	1,25 (0,24-6,60)	0,786
Tuổi người chăm sóc: < 35 tuổi/ ≥ 35 tuổi ¹	194,45 (38,68-977,50)	<0,001
Trình độ học vấn: ≥THPT/ <THPT ¹	2,62 (0,85-8,05)	0,094
Can thiệp y tế khi sinh: Có/ Không ¹	2,48 (0,81-7,61)	0,111
Thời gian chuyên dạ: Bất thường / bình thường	6,49 (1,36-30,91)	0,019

Ghi chú: ¹ là nhóm tham khảo để so sánh.

Nhận xét: Phân tích hồi quy logistic đa biến đã chỉ ra rằng tuổi của trẻ, thứ tự sinh, tuổi người chăm sóc, và thời gian chuyên dạ là những yếu tố có mối liên quan đáng kể đến khả năng mắc RLPTK, với mức độ ý nghĩa thống kê ($p < 0.05$). Cụ thể, các trẻ dưới 24 tháng tuổi có nguy cơ mắc RLPTK cao gấp 4,43 lần so với các trẻ lớn hơn. Con thứ hai trở lên có nguy cơ cao hơn đến 68,89 lần so với con đầu lòng. Các trẻ được người chăm sóc dưới 35 tuổi có nguy cơ cao hơn tới 194,45 lần so với các trẻ được chăm sóc bởi người từ 35 tuổi trở lên. Ngoài ra, các trẻ sinh trong điều kiện chuyên dạ bất thường có nguy cơ phát triển RLPTK cao hơn 6,49 lần so với các trẻ sinh không có biến chứng.

IV. BÀN LUẬN

4.1. Tỷ lệ rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ 18-36 tháng tuổi

Trong nghiên cứu của chúng tôi là 2,3%. Khi so sánh với các nghiên cứu trong nước khác, tỷ lệ này gần tương đồng với mức 2% do Nguyễn Minh Phương [2] và cộng sự báo cáo, nhưng cao hơn rõ rệt so với con số 0,38% từ nghiên cứu của Nguyễn Tấn Đức [3] và cộng sự, 0,75% nghiên cứu Lê Thị Vui [4] và cộng sự, cũng như 1,9% từ Trần Thiện Thắng [5] và cộng sự. So sánh với nghiên cứu nước ngoài, ở mức 2,3%, tỷ lệ trong nghiên cứu của chúng tôi thấp hơn mức 9,75% được báo cáo bởi Laura Brennan [6] và cộng sự, mức 9,8% từ Ozgur Oner [7] cùng cộng sự, mức 5,16% từ nghiên cứu của Sophie Baduel [8] cùng các cộng sự, nhưng cao hơn so với mức 0,76% của A. J. Baxter [9] và cộng sự, mức 0,79% của A. Narzisi [10] cùng cộng sự. Sự khác biệt này có thể do các tiêu chí chọn trẻ khác nhau về độ tuổi, cũng như đặc điểm dịch tễ học theo khu vực địa lý.

4.2. Một số yếu tố liên quan rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ

Mối liên quan giữa RLPTK và đặc điểm của trẻ

Tuổi của trẻ: Khả năng mắc loạn phổ tự kỷ (RLPTK) cao hơn 4,43 lần so với nhóm trẻ từ 18 đến dưới 24 tháng tuổi so với nhóm từ 24 đến 36 tháng tuổi. Điều này chỉ ra rằng trẻ nhỏ hơn có nguy cơ mắc ASD cao hơn đáng kể so với trẻ lớn hơn. Kết quả này không tương đồng với phát hiện của Nguyễn Minh Phương và Lê Thị Kim Dung, khi cả hai nghiên cứu này không cho thấy mối liên quan giữa tuổi của trẻ và rối loạn phổ tự kỷ (RLPTK) [2],[11]. Sự khác biệt có thể xuất phát từ quy mô mẫu, nhóm tuổi khảo sát, hoặc do đặc điểm khu vực địa lý. Điều này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc tiếp tục nghiên cứu về mối liên hệ giữa độ tuổi và nguy cơ mắc RLPTK, giúp xác định các phương pháp sàng lọc và can thiệp sớm hiệu quả hơn.

Giới tính trẻ: Trong phân tích đơn biến, trẻ nam có nguy cơ mắc RLPTK cao hơn trẻ nữ (với OR = 1,85, $p < 0,05$), tuy nhiên mối liên quan này không còn trong phân tích đa biến.

Kết quả nghiên cứu chúng tôi phù hợp với phát hiện của Nguyễn Minh Phương [2], tuy nhiên lại không tương đồng với nghiên cứu Nguyễn Tấn Đức và cộng sự hay nghiên cứu của Lê Thị Kim Dung và cộng sự, cho thấy trẻ nam có nguy cơ mắc RLPTK cao hơn so với trẻ nữ [3],[11], sự khác biệt này có thể do nhiều yếu tố như tiêu chí chọn mẫu và đặc điểm địa phương. Các nghiên cứu đã chỉ ra rằng tỷ lệ tự kỷ ở nam giới cao hơn so với nữ giới, và điều này có thể được liên kết với vai trò của nhiễm sắc thể giới tính. Phân tích các khác biệt trong cấu trúc và chức năng của vỏ não ở nam và nữ mắc tự kỷ thông qua hình ảnh cộng hưởng từ chức năng đã chỉ ra sự khác biệt đáng kể giữa hai giới. Cụ thể, kết quả nghiên cứu cho thấy sự kết nối chức năng trong não bộ của nữ giới tự kỷ mạnh mẽ hơn so với nam giới tự kỷ [12]. Như vậy, đã có nhiều nghiên cứu giải thích về vấn đề giới tính và tự kỷ, tuy nhiên vẫn còn thiếu những bằng chứng thuyết phục do sự mâu thuẫn kết quả trong các nghiên cứu, để giải thích đầy đủ vấn đề này, do đó cần có thêm các nghiên cứu khác sâu hơn nữa.

Thứ tự con: Kết quả phân tích đa biến cho thấy con thứ hai có nguy cơ mắc RLPTK cao hơn 68,89 lần so với con đầu lòng. Kết quả này không tương đồng với phát hiện của Lê Thị Vui và cộng sự [4], khi tác giả không tìm thấy mối liên quan giữa thứ tự con và RLPTK. Tuy nhiên, nghiên cứu tổng hợp của Michelle Ng và cộng sự (2017), dựa trên 315 bài báo, chỉ ra rằng trẻ sinh đầu tiên có nguy cơ cao hơn 61% mắc tự kỷ so với trẻ từ con thứ ba trở lên [13]. Các phân tích cũng gợi ý thứ tự sinh là một yếu tố nguy cơ, với các trẻ sinh đầu tiên có nguy cơ mắc bệnh cao hơn. Thêm vào đó, một số nghiên cứu cũng nhận thấy mối liên hệ giữa thứ tự sinh và mức độ nghiêm trọng của triệu chứng tự kỷ [13]. Mối liên quan giữa thứ tự con và RLPTK cần được nghiên cứu sâu hơn để hiểu rõ hơn về vai trò của yếu tố di truyền và gia đình đối với nguy cơ mắc RLPTK ở trẻ, từ đó có thể định hướng các chiến lược sàng lọc và can thiệp phù hợp.

Dân tộc: Phân tích đơn biến cho thấy tỷ lệ trẻ em dân tộc Kinh có khả năng mắc RLPTK cao hơn 2,75 lần so với trẻ em dân tộc Kinh, tuy nhiên mối liên quan này không được tìm thấy khi phân tích đa biến. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Lê Thị Kim Dung và cộng sự [11].

Mối liên quan giữa RLPTK và đặc điểm của người chăm sóc

Tuổi của người chăm sóc: Khả năng mắc RLPTK cao hơn 194,45 lần ở trẻ có người chăm sóc trong nhóm dưới 35 tuổi so với nhóm từ 35 tuổi trở lên. Điều này có thể do nhóm phụ huynh trẻ tuổi cập nhật kiến thức về RLPTK tốt hơn về các triệu chứng sớm và đưa trẻ đi sàng lọc sớm hơn. Một số nghiên cứu đã chỉ ra rằng trẻ con đầu lòng của các bố mẹ lớn tuổi (mẹ trên 34 tuổi và cha trên 40 tuổi) có nguy cơ cao gấp ba lần phát triển tự kỷ so với trẻ thứ ba trở đi của các bà mẹ trong độ tuổi 20-34 và các ông bố dưới 40 tuổi, với tỷ lệ rủi ro là 3,1 và khoảng tin cậy 95% từ 2,0 đến 4,7 [14,15]. Những phát hiện này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc nghiên cứu sâu hơn về các yếu tố nguy cơ và phát triển chiến lược can thiệp sớm cho các gia đình có nguy cơ cao, từ đó hỗ trợ tốt hơn cho sự phát triển lành mạnh của trẻ.

Trình độ học vấn: Khả năng mắc trẻ mắc RLPTK cao hơn 5,27 lần ở nhóm người chăm sóc có trình độ từ THPT trở lên so với nhóm có trình độ dưới THPT, tuy nhiên mối liên quan này không được tìm thấy trong phân tích đa biến.

Mối liên quan giữa RLPTK và đặc điểm khi sinh

Can thiệp y tế: Trẻ đẻ có can thiệp y tế có khả năng mắc RLPTK cao hơn 2,96 lần khả so với trẻ đẻ thường, tuy nhiên mối liên quan này không được tìm thấy trong phân tích đa biến. Kết quả này không tương đồng với nghiên cứu Nguyễn Minh Phương và cộng sự (2022) [2]. Sự khác biệt này có thể do có nhiều yếu tố nhiễu trong nghiên cứu của chúng tôi.

Thời gian chuyển dạ: Phân tích đa biến cho thấy trẻ có thời gian chuyển dạ bất thường có nguy cơ mắc RLPTK cao gấp 6,49 lần so với trẻ chuyển dạ bình thường, kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Nguyễn Minh Phương [2]. Điều này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc theo dõi và can thiệp sớm cho trẻ có thời gian chuyển dạ bất thường để giảm nguy cơ RLPTK.

V. KẾT LUẬN

Nghiên cứu của chúng tôi cho thấy tỷ lệ rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ từ 18 đến 36 tháng tuổi tại tỉnh Vĩnh Long là 2,3%. Các yếu tố như tuổi của trẻ, thứ tự sinh, tuổi của người chăm sóc và thời gian chuyển dạ đều có liên quan đến nguy cơ mắc rối loạn phổ tự kỷ. Những kết quả này nhấn mạnh sự cần thiết phải phát triển các chiến lược can thiệp sớm, dựa trên các yếu tố cá nhân và gia đình, nhằm hỗ trợ sự phát triển lành mạnh của trẻ trong các gia đình có nguy cơ cao.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Lương Hoàng Bảo. Nghiên cứu tình hình rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ từ 16 đến 30 tháng tuổi và đánh giá kết quả thay đổi nhận thức, thái độ của phụ huynh về rối loạn phổ tự kỷ bằng giáo dục truyền thông từ năm 2021 đến năm 2022 tại thị xã Bến Cát, Tỉnh Bình Dương. Luận văn tốt nghiệp Chuyên khoa cấp II, Trường Đại học Y Dược Cần Thơ. 2022.
2. Nguyễn Minh Phương. Sàng lọc, chẩn đoán và can thiệp sớm cho trẻ từ 18 đến 36 tháng bị rối loạn phổ tự kỷ tại tỉnh Cà Mau. 2024.
3. Duc Nguyen Tan, Khue Luong Ngoc, Vu Nguyen Thanh Quang, et al. Autism spectrum disorder and associated factors among children aged 24-72 months in Quang Ngai Province. *J Med Pharm.* 2018. 8, 218–225, DOI: <https://www.doi.org/10.34071/jmp.2018.6.29>.
4. Lê Thị Vui, Dương Minh Đức. Thực trạng rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ em 18 - 30 tháng tuổi và một số yếu tố nguy cơ trước và trong khi sinh tại 3 tỉnh miền Bắc Việt Nam, năm 2017. *Tạp Chí Học Dự Phòng.* 2021. 31, 82–89, DOI: <https://doi.org/10.51403/0868-2836/2021/402>.
5. Trần Thiện Thắng, Nguyễn Minh Phương, Nguyễn Văn Thông, et al. Tỷ lệ rối loạn phổ tự kỷ ở trẻ 24 - 72 tháng tuổi bằng tiêu chuẩn DSM-5. *Tạp Chí Nghiên Cứu Học.* 2023. 163, 108–117, DOI:10.52852/tcncyh.v150i2.729.
6. Brennan L, Fein D, Como A, et al. Use of the Modified Checklist for Autism, Revised with Follow up-Albanian to Screen for ASD in Albania. *J Autism Dev Disord.* 2016. 46, 3392–3407, DOI: 10.1007/s10803-016-2875-5.
7. Ozgur Oner, Kerim M. Munir. Modified Checklist for Autism in Toddlers Revised (MCHAT-R/F) in an Urban Metropolitan Sample of Young Children in Turkey. *J Autism Dev Disord.* 2020. 50, 3312–3319. DOI: 10.1007/s10803-019-04160-4.
8. Baduel S, Guillon Q, Afzali MH, et al. The French Version of the Modified-Checklist for Autism in Toddlers (M-CHAT): A Validation Study on a French Sample of 24 Month-Old Children. *J Autism Dev Disord.* 2017. 47, 297–304, DOI: 10.1007/s10803-016-2950-y.
9. Baxter AJ, Brugha TS, Erskine HE, et al. The epidemiology and global burden of autism spectrum disorders. *Psychol Med.* 2015. 45,601–613, DOI: 10.1017/S003329171400172X.
10. Narzisi A, Posada M, Barbieri F, et al. Prevalence of Autism Spectrum Disorder in a large Italian catchment area: a school-based population study within the ASDEU project. *Epidemiol Psychiatr Sci.* 2020. 29:e5, DOI: 10.1017/S2045796018000483.
11. Lê Thị Kim Dung. Nghiên Cứu Đặc Điểm Lâm Sàng Và Kết Quả Can Thiệp Trẻ Rối Loạn Phổ Tự Kỷ Từ 24 Tháng Đến 72 Tháng. Luận án Tiến sĩ Y học, Trường Đại học Y-Dược Thái Nguyên. 2021.
12. Alaerts K, Swinnen SP, Wenderoth N. Sex differences in autism: a resting-state fMRI investigation of functional brain connectivity in males and females. *Soc Cogn Affect Neurosci.* 2016;11:1002–1016.

13. M. Ng, J. G. de Montigny, M. Ofner, et al. Environmental factors associated with autism spectrum disorder: a scoping review for the years 2003-2013. *Health Promot Chronic Dis Prev Can Res Policy Pract.* 2017. 37, 1–23.
 14. Maureen S. Durkin, Matthew J. Maenner, Craig J. Newschaffer, et al. Advanced Parental Age and the Risk of Autism Spectrum Disorder. *Am J Epidemiol.* 2008. 168,1268–1276, DOI: 10.1111/acps.12666.
 15. 15. Neil E. Lamb, Kai Yu, John Shaffer, et al. Association between Maternal Age and Meiotic Recombination for Trisomy 21. *Am J Hum Genet.* 2005. 76, 91–99. <https://doi.org/10.1016/j.ijheh.2019.09.001>.
-