

# **CÔNG BẰNG Y TẾ Ở VIỆT NAM PHÂN TÍCH THỰC TRẠNG TẬP TRUNG VÀO TỬ VONG BÀ MẸ VÀ TRẺ EM**

BACKGROUND PAPER PREPARED FOR UNICEF CONSULTANCY ON "EQUITY IN ACCESS  
TO QUALITY HEALTHCARE FOR WOMEN AND CHILDREN" (APRIL 8-10, HA LONG CITY, VIETNAM)

TÁC GIẢ *JAMES C. KNOWLES*  
*SARAH BALES*  
*LÊ QUANG CƯỜNG*  
*TRẦN THỊ MAI OANH*  
*DƯƠNG HUY LƯƠNG*

# MỤC LỤC

<b>TÓM TẮT</b>	<b>IV</b>
<b>EXECUTIVE SUMMARY</b>	<b>VIII</b>
<b>1 TÌNH HÌNH, BỐI CẢNH</b>	<b>1</b>
Giới thiệu chung	1
Ngành y tế Việt Nam	2
Bối cảnh trong nước	2
Hệ thống y tế	3
<b>2 PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU</b>	<b>6</b>
Khung khái niệm	6
Tính toán mức độ bất bình đẳng	7
Đường cong bất bình đẳng	8
Chỉ số bất bình đẳng	8
Chỉ số mức sống	10
Nguồn gốc của bất bình đẳng	10
Phân tích hồi quy	11
Phân tích chỉ số bất bình đẳng	12
Decomposition of the concentration index	14
<b>3 NGUỒN SỐ LIỆU</b>	<b>14</b>
Số liệu điều tra hộ gia đình	14
Đặc trưng mẫu nghiên cứu	15
Thông tin về chỉ số sức khoẻ thiết yếu	16
Tính sẵn có của các chỉ số mức sống	16
Thông tin về y tế dự phòng	17
Thông tin về khám chữa bệnh	17
Thông tin hỗ trợ phân tích hồi quy	17
Kết luận về số liệu điều tra hộ gia đình	18
Số liệu hành chính	18
<b>4 BẤT BÌNH ĐẲNG TRONG CÁC CHỈ SỐ SỨC KHOẺ THIẾT YẾU</b>	<b>19</b>
Tử vong trẻ em	19
Các ước tính trước đây	20
Ước tính với số liệu hiện tại	24
Kết luận	28
Tử vong bà mẹ	29
Số liệu hiện tại	29
Số liệu hiện tại	29
Kết luận	31
Bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi	31

Số liệu hiện tại	32
Ước tính từ số liệu hiện tại	35
Kết luận	41
Tình trạng dinh dưỡng ở trẻ dưới 5 tuổi	42
Số liệu hiện tại	42
Ước tính từ số liệu hiện tại	45
Kết luận	49
Mức sinh	49
Số liệu hiện tại	50
Ước tính từ số liệu hiện tại	52
Kết luận	56
<b>5 BẤT BÌNH ĐẲNG TRONG CÁC CHỈ SỐ TRUNG GIAN QUAN TRỌNG</b>	<b>56</b>
Kế hoạch hoá gia đình	55
Số liệu hiện tại	55
Số liệu ước tính hiện tại	58
Kết luận	60
Chăm sóc thai sản	61
Số liệu hiện tại	61
Số liệu hiện tại	64
Kết luận	70
Sản hộ sinh	70
Số liệu hiện tại	71
Số liệu hiện tại	73
Kết luận	78
Tiêm chủng	78
Số liệu hiện tại	79
Số liệu hiện tại	81
Kết luận	85
Khám chữa bệnh	85
Số liệu ước tính ban đầu	85
Kết luận	96
<b>6 CAN THIỆP CHÍNH PHỦ VÀ PHI CHÍNH PHỦ</b>	<b>96</b>
Hạ tầng y tế công	96
Các biện pháp cụ thể nhằm tăng tỷ lệ sống của trẻ	98
Chương trình dân số và kế hoạch hoá gia đình	99
Sức khoẻ sinh sản	100
Chương trình mục tiêu quốc gia	101
Chương trình tiêm chủng mở rộng	101
Chương trình dinh dưỡng	103
Chương trình Quân Dân y kết hợp	103
Chương trình y tế học đường	104
Tài chính y tế có trọng điểm	104
<b>7 KẾT LUẬN</b>	<b>105</b>

# DANH MỤC CÁC BIỂU ĐỒ

<b>Biểu đồ 1</b>	Khung khái niệm cơ bản sử dụng trong phân tích thực trạng	7
<b>Biểu đồ 2</b>	Các đường cong bất bình đẳng về tử vong ở trẻ dưới 5 tuổi trong số trẻ sinh ra trong 10 năm trước (1982/83-1992/93) ở phụ nữ độ tuổi 15-49 tương ứng với 2 LSM, ĐTMSVN 1992/1993	20
<b>Biểu đồ 3</b>	Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ trẻ sinh ra tử vong ở độ tuổi bất kỳ của phụ nữ trong độ tuổi 15-49 đã sinh con ít nhất một lần tương ứng với các LSM khác nhau, ĐTMSVN C1992 /93	21
<b>Biểu đồ 4</b>	Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM = chỉ số giàu nghèo và tiêu dùng trực tiếp) của tỉ lệ trẻ sinh ra (CEB) đã tử vong ở độ tuổi bất kỳ, ĐTMSVN 1992/93	23
<b>Biểu đồ 5</b>	Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ trẻ sinh ra đã tử vong ở độ tuổi bất kỳ so của phụ nữ trong độ tuổi 19-45 đã sinh đẻ ít nhất một lần, sử dụng các LSM khác nhau, Điều tra MICS III 2006	24
<b>Biểu đồ 6</b>	Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ trẻ em sinh ra đã tử vong ở lứa tuổi bất kỳ của phụ nữ trong độ tuổi 15-49 có ít nhất một lần sinh đẻ, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM, ĐTMSVN 1992/93 và Điều tra MICS III năm 2006	24
<b>Biểu đồ 7</b>	Biểu đồ 7. Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM = chỉ số giàu nghèo và tiêu dùng gián tiếp) đối với tỉ lệ trẻ chết ở độ tuổi bất kỳ, Điều tra MICS III 2006	26
<b>Biểu đồ 8</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM= thu nhập trung vị đầu người hàng tháng của hộ gia đình năm 2005) về tử vong sơ sinh ở 64 tỉnh thành, năm 2004/05 và 2005/06	26
<b>Biểu đồ 9</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM = thu nhập đầu người hộ gia đình hàng tháng năm 2005) về tử vong trẻ sơ sinh năm 2005 và 2006	27
<b>Biểu đồ 10</b>	Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ chị em của thành viên trong hộ gia đình có độ tuổi 15+ tử vong trong quá trình mang thai, sinh nở hoặc trong vòng 6 tuần sau sinh theo nhóm ngũ phân vị gia quyền dân số tính theo các LSM tương ứng (của đối tượng điều tra), Điều tra MICS III năm 2006	29
<b>Biểu đồ 11</b>	Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ trẻ độ tuổi 0-17 mất mẹ theo các LSM khác nhau, Điều tra MICS III năm 2006	30
<b>Biểu đồ 12</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về ba chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSVN 1992/93	32

<b>Biểu đồ 13</b>	Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) của hai chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSVN năm 1992/93	33
<b>Biểu đồ 14</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận có ốm đau các loại trong 2 tuần trước, Điều tra MICS III năm 2006	34
<b>Biểu đồ 15</b>	Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng về tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi, Điều tra MICS III năm 2006	35
<b>Biểu đồ 16</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=Chỉ số giàu nghèo) của 4 chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSHGĐ năm 2006.	37
<b>Biểu đồ 17</b>	Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=Chỉ số giàu nghèo) của bốn chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSHGĐ năm 2006	38
<b>Biểu đồ 18</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập bình quân đầu người hộ gia đình hàng tháng năm 2005) về số ca sốt rét trong dân cư nói chung ở 64 tỉnh thành, năm 2005	38
<b>Biểu đồ 19</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hàng tháng của hộ gia đình năm 2005) về tỷ lệ mắc sốt rét, 2005	39
<b>Biểu đồ 20</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về trẻ dưới 5 tuổi bị còi cọc, thiếu cân, gầy mòn tương đối, ĐTMSVN năm 1992/93	41
<b>Biểu đồ 21</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) của điểm số z về chiều cao theo tuổi, cân nặng theo tuổi và cân nặng theo chiều cao/chiều dài ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSVN 1992 -1993	44
<b>Biểu đồ 22</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) của trẻ em dưới 5 tuổi bị thấp còi, thiếu cân, còi cọc tương đối và thấp còi nghiêm trọng, ĐTMSHGĐ năm 2006	45
<b>Biểu đồ 23</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) của điểm số z về chiều cao theo tuổi, cân nặng theo tuổi, cân nặng theo chiều cao/chiều dài ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSHGĐ 2006	46
<b>Biểu đồ 24</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người năm 2005) về thấp còi, thiếu cân và còi cọc tương đối ở trẻ dưới 5 tuổi tại 64 tỉnh năm 2005	46
<b>Biểu đồ 25</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) ba chỉ số nhân trắc học năm 2005	47
<b>Biểu đồ 26</b>	Đường cong bất bình đẳng về số lượng trẻ sinh thành (CEB) của phụ nữ hiện đã kết hôn trong độ tuổi 15-49 sử dụng hai LSM khác nhau, ĐTMSVN 1992/93	49
<b>Biểu đồ 27</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) số lượng trẻ sinh thành (CEB) của phụ nữ hiện đang kết hôn trong độ tuổi 15-49, ĐTMSVN 1992/93.	50
<b>Biểu đồ 28</b>	Đường cong bất bình đẳng về số lượng trẻ sinh thành (CEB) của phụ nữ trong độ tuổi 15-49 sử dụng các LSM khác nhau, Điều tra MICS III 2006	51

<b>Biểu đồ 29</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) số lượng trẻ sinh thành (CEB) của phụ nữ hiện đang kết hôn, độ tuổi 15-49, Điều tra MICS III 2006	52
<b>Biểu đồ 30</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình bình quân đầu người hàng tháng trung vị năm 2005) về mức sinh ở 64 tỉnh thành năm 2004/05	53
<b>Biểu đồ 31</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng trung vị năm 2005) về mức sinh, 2005	53
<b>Biểu đồ 32</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về mức sử dụng hiện tại biện pháp phòng tránh thai (bất kỳ phương pháp nào so với phương pháp hiện đại), ĐTMSVN năm 1992/93	56
<b>Biểu đồ 33</b>	Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về mức sử dụng hiện tại biện pháp kế hoạch hoá gia đình (bất kỳ phương pháp nào so với phương pháp hiện đại), năm 1992/93	57
<b>Biểu đồ 34</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai (biện pháp bất kỳ so với biện pháp hiện đại), MICS III 2006	58
<b>Biểu đồ 35</b>	Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai bất kỳ và hiện đại ở phụ nữ hiện đang kết hôn ở độ tuổi 15-49, Điều tra MICS III năm 2006	60
<b>Biểu đồ 36</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về ba chỉ số khám thai thực hiện đối với trẻ sinh gần nhất của phụ nữ độ tuổi 15-49, ĐTMSVN 1992/93	62
<b>Biểu đồ 37</b>	Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về chăm sóc thai sản đối với trẻ sinh gần nhất dưới 5 tuổi, ĐTMSVN 1992/93	63
<b>Biểu đồ 38</b>	Đường cong bất bình đẳng về khám thai ở cơ sở y tế có chuyên môn cho trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi sử dụng các LSM thay thế, Điều tra MICS III năm 2006	64
<b>Biểu đồ 39</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về khám thai bất kỳ trong lần sinh gần nhất, ĐTMSVN năm 1992/93 và MICS III năm 2006	65
<b>Biểu đồ 40</b>	Tỷ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 sinh con trong hai năm trước được tiêm phòng uốn ván đầy đủ trong hoặc trước thai kỳ gần nhất theo nhóm ngũ phân vị gia quyền dân số được xác định theo hai chỉ số mức sống khác nhau, Điều tra MICS III năm 2006	65
<b>Biểu đồ 41</b>	Đường cong bất bình đẳng về khám thai toàn diện đối với trẻ sinh lần gần nhất dưới 2 tuổi sử dụng các LSM khác nhau, Điều tra MICS III năm 2006	66
<b>Biểu đồ 42</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) đối với một số phần trong khám thai toàn diện trẻ sinh lần gần nhất dưới 2 tuổi, Điều tra MICS III năm 2006	67
<b>Biểu đồ 43</b>	Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về khám thai ở trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi, Điều tra MICS III năm 2006	68

<b>Biểu đồ 44</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình bình quân đầu người hàng tháng năm 2005) về số lần khám thai 3+ ở 64 tỉnh thành năm 2005	69
<b>Biểu đồ 45</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) về khám thai (3+ lần) năm 2005	70
<b>Biểu đồ 46</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn và bác sỹ hộ sinh ở trẻ sinh gần nhất dưới 5 tuổi, ĐTMSVN năm 1992/93	71
<b>Biểu đồ 47</b>	Đường cong bất bình đẳng về sinh đẻ tại cơ sở y tế và bệnh viện đối với trẻ sinh gần nhất trong 5 năm qua, ĐTMSVN năm 1992/93	71
<b>Biểu đồ 48</b>	Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) đối với sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế của trẻ sinh gần nhất dưới 5 tuổi, 1992/93.	73
<b>Biểu đồ 49</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về số ca sinh trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi được nhân viên y tế chuyên môn bất kỳ hay bác sỹ hoặc y sỹ hộ sinh, Điều tra MICS III năm 2006	74
<b>Biểu đồ 50</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về sinh đẻ tại cơ sở y tế hoặc bệnh viện ở trẻ sinh gần nhất trong 2 năm qua, MICSIII năm 2006	74
<b>Biểu đồ 51</b>	Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế đối với trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi, điều tra MICS III năm 2006	76
<b>Biểu đồ 52</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình đầu người hàng tháng năm 2005) về sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn ở 64 tỉnh thành năm 2005	77
<b>Biểu đồ 53</b>	Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) đối với sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn trên 64 tỉnh thành năm 2005	77
<b>Biểu đồ 54</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) của trẻ dưới 5 tuổi được tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin và trẻ không được tiêm phòng (trừ trẻ đã tử vong), ĐTMSVN năm 1992/93	79
<b>Biểu đồ 55</b>	Phân tích CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) đối với tiêm phòng đầy đủ và không tiêm phòng ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSVN năm 1992 /93	80
<b>Biểu đồ 56</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi còn sống được biết đã tiêm phòng đầy đủ, sử dụng các định nghĩa khác nhau về tiêm phòng đầy đủ, MICS III năm 2006	81
<b>Biểu đồ 57</b>	Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tiêm phòng đầy đủ và không tiêm phòng ở trẻ dưới 5 tuổi, MICS III năm 2006	83

<b>Biểu đồ 58</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) đối với trẻ dưới 1 tuổi được tiêm phòng đầy đủ và trẻ dưới 1 tuổi được tiêm phòng sởi trên 64 tỉnh thành, năm 2005.	83
<b>Biểu đồ 59</b>	Phân tích CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) đối với hai chỉ số tiêm chủng ở trẻ năm 2005	84
<b>Biểu đồ 60</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=tiêu dùng đầu người đo đạc trực tiếp và chỉ số giàu nghèo) về khám bệnh tại cơ sở y tế của trẻ dưới 5 tuổi báo ốm hay bị thương tích trong 4 tuần trước	86
<b>Biểu đồ 61</b>	Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về khám bệnh ở cơ sở y tế của trẻ dưới 5 tuổi được biết có ốm đau, thương tích trong 4 tuần trước	87
<b>Biểu đồ 62</b>	Đường bất bình đẳng (LSM=tiêu dùng đầu người tính trực tiếp và chỉ số giàu nghèo) về khám bệnh của phụ nữ độ tuổi 15-49 báo ốm, thương tích trong 4 tuần trước	88
<b>Biểu đồ 63</b>	Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về khám bệnh ở cơ sở y tế của phụ nữ độ tuổi 15-49 báo ốm, thương tích trong 4 tuần trước	89
<b>Biểu đồ 64</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo và tiêu dùng trực tiếp) về tỉ lệ trẻ ốm có khám chữa nội trú (thời gian tham chiếu 12 tháng) hay khám chữa ngoại trú (thời gian tham chiếu 4 tuần), 2006	91
<b>Biểu đồ 65</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ trẻ ốm được khám chữa ngoại trú ở bệnh viện, TYTX hay cơ sở tư nhân hay trẻ được “tự điều trị” (thời gian tham chiếu 4 tuần), 2006	91
<b>Biểu đồ 66</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ trẻ ốm đau khám chữa nội trú ở TYTX hay bệnh viện (thời gian tham chiếu 12 tháng), 2006	92
<b>Biểu đồ 67</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo và tiêu dùng trực tiếp) về tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 ốm đau có khám chữa nội trú (thời gian tham chiếu 12 tháng) hay khám chữa ngoại trú (thời gian tham chiếu 4 tuần), 2006	93
<b>Biểu đồ 68</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 ốm đau có khám chữa ngoại trú ở bệnh viện, TYTX, cơ sở tư nhân hay tự điều trị (thời gian tham chiếu 4 tuần), 2006	94
<b>Biểu đồ 69</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 ốm đau có khám chữa nội trú ở TYTX hay bệnh viện (thời gian tham chiếu 12 tháng), 2006	95
<b>Biểu đồ 70</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập đầu người hộ gia đình hàng tháng năm 2005) về chỉ số khoảng cách đến cơ sở y tế ở tuyến xã và thôn bản, 2005	97
<b>Biểu đồ 71</b>	Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập đầu người hộ gia đình hàng tháng năm 2005) về chỉ số chi tiêu ngân sách địa phương về y tế, 2005	98

# TÓM TẮT

Báo cáo phân tích thực trạng này được thực hiện nhằm ước tính mức độ bất bình đẳng về cả tử vong bà mẹ và trẻ em cũng như các chỉ số sức khoẻ thiết yếu của bà mẹ và trẻ em liên quan mật thiết đến tử vong bà mẹ, trẻ em, tỉ lệ bệnh tật trẻ em, tình trạng dinh dưỡng trẻ em và tỉ suất sinh. Ngoài ra báo cáo còn tính toán một số chỉ số sức khoẻ trung gian quan trọng khác liên quan đến tử vong bà mẹ, trẻ em như kế hoạch hoá gia đình, chăm sóc khi mang thai, chăm sóc sau sinh, tiêm chủng và điều trị. Báo cáo sẽ trình bày và so sánh các kết quả về bất bình đẳng từ những năm 1992/93 và kết quả gần đây trong năm 2006. Nguồn dữ liệu chính được sử dụng trong phân tích thực trạng này là ba điều tra hộ gia đình - Điều tra mức sống Việt Nam 1992/93 (ĐTMSVN), Khảo sát cụm đa chỉ số về bà mẹ và trẻ em (MICS) III năm 2006 và Điều tra mức sống Hộ gia đình Việt Nam 2006 (ĐTMSHGĐ), cũng như số liệu cấp tỉnh từ Hệ thống Thông tin Y tế của Bộ Y tế (HTTTYT) và các nguồn khác. Ngoài các tính toán về bất bình đẳng, phân tích thực trạng này còn trình bày các kết quả phân tích hồi quy được sử dụng nhằm xác định các yếu tố ảnh hưởng như tuổi, giới tính, trình độ học vấn, thu nhập, dân tộc và nơi sinh sống có quan hệ chặt chẽ nhất với các chỉ số trên. Mức độ bất bình đẳng quan sát được cũng được phân tích nhằm lượng hoá vai trò của các yếu tố liên quan này trong mức độ bất bình đẳng ghi nhận được.

Khung khái niệm của báo cáo này tập trung vào bốn lĩnh vực: các chỉ số sức khoẻ thiết yếu (tử vong, bệnh tật, dinh dưỡng mẹ và trẻ em và tỉ suất sinh), các chỉ số trung gian quan trọng có liên hệ nhân quả với những chỉ số sức khoẻ thiết yếu (chẳng hạn như kế hoạch hoá gia đình, chăm sóc tiền sản, sản hộ sinh và tiêm chủng), các dịch vụ y tế liên quan (như khoảng cách địa lý, chất lượng và chi phí), và các yếu tố liên quan ở cả cấp độ cộng đồng và cá nhân/hộ gia đình (kể cả các đặc trưng quan sát được như tuổi, giới tính, học vấn, dân tộc, thu nhập và địa điểm, cũng như những yếu tố không quan sát được như kinh nghiệm, các yếu tố di truyền và ưu tiên của cá nhân) có ảnh hưởng trực tiếp đến mức sử dụng dịch vụ y tế và các chỉ số sức khoẻ thiết yếu.

Việc tính toán mức độ bất bình đẳng trong các chỉ số sức khoẻ là một phần quan trọng của phân tích thực trạng này, trong đó tuân thủ chặt chẽ hướng dẫn về phân tích mức bình đẳng trong y tế mới công bố của Ngân hàng Thế giới.<sup>1</sup> Công cụ phân tích chủ yếu được sử dụng để tính toán bất bình đẳng y tế trong báo cáo là phương pháp ngũ phân vị gia quyền về dân số, đường cong bất bình đẳng, chỉ số bất bình đẳng (CI) và chỉ số mức sống (LSM).

## Các kết quả chính của phân tích thực trạng gồm:

Qua phân tích cho thấy tồn tại mức độ bất bình đẳng trung bình về tử vong trẻ em ở Việt Nam, chủ yếu ở phụ nữ nghèo và con cái của họ, kéo dài từ ít nhất những năm 1992/93 (thể hiện tổng mức tử vong trẻ em trong một số năm) tuy tỉ lệ tử vong sơ sinh chung đã giảm được đáng kể trong thời kỳ này. Tuy nhiên, kết luận này chưa được khẳng định do bản chất của sự bất bình đẳng về tử vong trẻ em quan sát được ở các năm 1992/93 (nghiêng về người nghèo hay người giàu) là phụ thuộc vào LSM được chọn sử dụng để xếp hạng cá nhân. Những yếu tố góp phần vào sự bất bình đẳng quan sát được về tử vong trẻ em ở cả các năm 1992/93 và 2006 bao gồm: trình độ học vấn (kể cả trình độ học vấn cao nhất của bất kể người lớn nào trong hộ gia đình và dần dần là trình độ học vấn của phụ nữ), yếu tố dân tộc và chỉ số giàu nghèo. Mức đóng góp tương đối của chỉ số

<sup>1</sup> Owen O'Donnell, Eddy van Doorslaer, Adam Wagstaff và Magnus Lindelow, Phân tích mức Bình đẳng Y tế Sử dụng Số liệu Khảo sát Hộ gia đình, bộ tài liệu đào tạo của Viện Ngân hàng Thế giới. Ngân hàng Thế giới, Oasinhton (2007).

giàu nghèo vào sự bất bình đẳng về tử vong trẻ em không bắt nguồn từ việc nó liên quan chặt chẽ đến tử vong trẻ em (hệ số ước tính của chỉ số này về thống kê là không đáng kể trong tất cả các mô hình hồi quy được tính toán bằng các số liệu của cả khảo sát năm 1992/93 và 2006) mà đúng hơn là mức độ bất bình đẳng (CI) khá cao trong nội tại của nó (do vai trò của một tham số trong CI đối với mọi tham số sức khoẻ là sản phẩm của độ co giãn ước tính của tham số đó với tham số sức khoẻ này và CI của chính nó). Mức phân bố các số liệu cấp tỉnh về tử vong sơ sinh (là những tính toán trực tiếp dựa trên các khảo sát quy mô lớn hàng năm về Thay đổi trong Dân số và Kế hoạch hoá Gia đình) cho thấy mức bất bình đẳng về tử vong trẻ em cao hơn so với các số liệu điều tra hộ gia đình. Thu nhập hộ gia đình, dân tộc và tỉ lệ mắc sốt rét chiếm tỉ trọng phần lớn trong mức bất bình đẳng quan sát được về tử vong sơ sinh ở các tỉnh.

Đáng tiếc là hiện thông tin về mức bất bình đẳng trong tử vong bà mẹ ở Việt nam vẫn còn rất hạn chế, thậm chí thông tin về sự biến động của chỉ số này trong từng thời kỳ còn hiếm hoi hơn. Tuy nhiên, những số liệu ít ỏi được phân tích trong báo cáo thực trạng này cho thấy mức tử vong bà mẹ có sự phân bố không đồng đều và thấp hơn ở người giàu, cũng giống như trong trường hợp tử vong trẻ em.

Số liệu hiện có về tử vong ở trẻ dưới 5 tuổi năm 1992/93 cho thấy hầu như không có sự bất bình đẳng nào trong tỉ lệ bệnh tật nói chung (ốm đau, thương tật trong 4 tuần trước hay 12 tháng trước) và chỉ có một mức độ bất bình đẳng nhỏ và không đáng kể trong tỉ lệ mắc tiêu chảy trong vòng 4 tuần trước điều tra. Tuy vậy, số liệu năm 2006 lại cho thấy có sự bất bình đẳng đáng kể, nhất là ở người nghèo trong tỉ lệ mắc tiêu chảy ở trẻ dưới 5 tuổi, mà không phải ở các dạng bệnh tật trẻ em thông thường khác. Trình độ học vấn của người lớn trong hộ gia đình là một nhân tố quan trọng thường xuyên đóng góp vào sự bất bình đẳng về tỉ lệ bệnh tật ở trẻ quan sát thấy trong năm 2006 trong khi trình độ học vấn của bà mẹ liên tục bù trừ mức đóng góp này. Đáng tiếc là do số liệu về tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi trong các điều tra hộ gia đình thiếu nghiêm trọng nên không thể kết luận được liệu đã có thay đổi nào trong các thời kỳ về mức độ bất bình đẳng trong tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi.

Phân tích ở tuyến tỉnh về tỉ lệ mắc sốt rét trong dân cư nói chung cho thấy có một mức độ bất bình đẳng cao về tỉ lệ mắc sốt rét, nhất là ở các tỉnh nghèo, đồng thời các tác nhân chính của sự bất bình đẳng quan sát thấy này là thu nhập và dân tộc của hộ gia đình. Mặc dù việc đô thị hoá có bù trừ phần nào hai yếu tố này nhưng có khả năng hiện tượng này là do báo cáo thiếu về các ca mắc sốt rét ở nông thôn.

Về tỉ lệ suy dinh dưỡng ở trẻ dưới 5 tuổi năm 1992/93 có sự bất bình đẳng tương đối, và đã tăng lên đáng kể trong năm 2006, mặc dù tỉ lệ suy dinh dưỡng bình quân ở trẻ giảm trong cùng thời kỳ. Bất bình đẳng ngày càng tăng nếu tính theo thu nhập hộ gia đình có thể là một tác nhân chính góp phần làm tăng sự bất bình đẳng về tỉ lệ suy dinh dưỡng ở trẻ trong các thời kỳ tuy rằng các yếu tố không được quan sát ở tuyến xã cũng góp phần đáng kể vào tỉ lệ suy dinh dưỡng nhẹ cân và còi cọc. Phân tích số liệu tuyến tỉnh cho thấy sự chênh lệch về thu nhập giữa các tỉnh là nguyên nhân của phần lớn sự bất bình đẳng quan sát thấy trong năm 2005 về cả tỉ lệ thấp còi tương đối và tình trạng thiếu cân tương đối ở trẻ dưới 5 tuổi.

Về tỉ suất sinh vẫn tồn tại một mức độ bất bình đẳng tương đối, nhất là ở người nghèo và chưa thấy có thay đổi nào từ thời kỳ 1992/93 đến 2006. Tuy nhiên, trong cùng thời kỳ này, tổng tỉ suất sinh đã liên tục giảm từ 3,3 con một phụ nữ trong các năm 1989-1994 xuống gần mức sinh thay thế trong năm 2004. Việc mức bất bình đẳng trong mức sinh hầu như không thay đổi qua các giai đoạn này là điều đáng ngạc nhiên vì Việt Nam đã có một chương trình kế hoạch hoá gia đình sâu rộng và đạt hiệu quả rõ trong cùng thời kỳ. Các nhân tố chính lý giải sự bất bình đẳng của mức sinh góp quan sát được trong năm 1992/93 là học vấn của phụ nữ và các "nhân tố cố định cấp xã", nhưng theo số liệu năm 2006, ngoài sự đóng góp của hai nhân tố này còn có nhân tố học vấn của mọi người lớn trong hộ gia đình và chỉ số giàu nghèo (thay thế cho "thu nhập thường

xuỳên" của hộ gia đình). Các "nhân tố cố định cấp xã" trong năm 1992/93 chủ yếu thể hiện sự thay đổi ở tuyến xã trong "thu nhập" bình quân hộ gia đình. Tuy vậy, đến năm 2006, "thu nhập" bình quân hộ gia đình ở tuyến xã không còn được coi là một yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến "hiệu ứng cố định cấp xã" tính toán được. Thay vào đó, tỉ lệ người Công giáo và tỉ lệ người dân tộc ở người Kinh và người Hoa trong cộng đồng được coi là các nhân tố chính ảnh hưởng đến "hiệu ứng cố định cấp xã", sau đó là mức dân trí bình quân của cộng đồng và tỉ lệ tiêm chủng bình quân của cộng đồng (được coi là chỉ số hiệu quả trung gian của các can thiệp y tế công). Vùng cư trú cũng là một yếu tố quan trọng giải thích hiệu ứng cố định cấp xã tính được trong năm 2006, cho thấy những mức độ hiệu quả khác nhau trong triển khai chính sách kế hoạch hoá gia đình ở nhiều khu vực. Đến năm 2004/05, các tác nhân chính gây bất bình đẳng trong mức sinh ở tuyến tỉnh là thu nhập và tử vong sơ sinh.

Đã có những thay đổi đáng kể theo thời gian về cả bản chất và mức độ bất bình đẳng trong mức sử dụng phương tiện tránh thai trong thời kỳ từ 1992/93 đến 2006, đặc biệt là các phương tiện tránh thai hiện đại. Nếu trước đây tồn tại sự bất bình đẳng ở mức vừa phải mà nhóm phụ nữ giàu sử dụng các phương tiện tránh thai hiện đại nhiều hơn thì giờ đây đã trở thành bất bình đẳng mà phụ nữ nghèo sử dụng nhiều hơn nhóm phụ nữ giàu (tuy ở mức độ bất bình đẳng hiện tại nhỏ hơn mức độ bất bình đẳng trong quá khứ). Vai trò của các yếu tố kinh tế xã hội góp phần gây bất bình đẳng trong sử dụng phương tiện tránh thai cũng đang giảm dần. Những thay đổi này có thể thấy trước nhờ chương trình kế hoạch hoá gia đình sâu rộng và hiệu quả.

Đã có những chuyển biến đáng kể về mức độ tiếp cận bình quân của phụ nữ ít nhất là dịch vụ chăm sóc tiền sản tại cơ sở chính quy trong thời kỳ 1992/93 đến 2006, cũng như đã giảm được bất bình đẳng trong chỉ số này (ví dụ điều tra năm 2006 cho thấy có 91% phụ nữ có thai được chăm sóc tiền sản tại cơ sở y tế chính quy, đồng thời CI của chỉ số này đã giảm từ 0,125 năm 1992/93 xuống 0,059 năm 2006). Tuy nhiên, không rõ có hay không các tiến bộ tương tự trong chỉ số tăng số lần khám thai của phụ nữ có thai trong thời kỳ này (vì MICS III năm 2006 không thu thập thông tin này). Việc vẫn tồn tại sự bất bình đẳng đáng kể trong tỉ lệ phụ nữ mới sinh con được tiêm chủng uốn ván đầy đủ cho thấy có thể vẫn còn bất bình đẳng đáng kể về số lần khám thai. Về chất lượng khám thai đối với phụ nữ có thai cũng có mức bất bình đẳng cao. Chẳng hạn, CI trong thử máu là +0,331 (cao hơn mức bất bình đẳng trong tiêu dùng đầu người), trong khi CI trong thử nước tiểu là +0,267 (để so sánh, mức CI trong siêu âm là 0,168). "Thu nhập cố định" của hộ gia đình là nguyên nhân gây phần lớn sự bất bình đẳng trong chất lượng khám thai.

Sự bất bình đẳng đáng kể vẫn tồn tại trong mức phân bố của hầu hết các chỉ số sản hộ sinh, kể cả "hộ sinh chuyên khoa." Mặc dù đã giảm được đáng kể mức bất bình đẳng trong một số chỉ số từ năm 1992/93 (chẳng hạn, về sinh đẻ ở bất kỳ cơ sở y tế nào hay sinh đẻ ở bệnh viện), mức giảm bất bình đẳng trong "hộ sinh chuyên khoa" là rất thấp. Hiệu ứng cố định cấp xã (có thể phản ánh các hiệu ứng cố định các cấp cao hơn) chiếm phần lớn nguyên nhân gây bất bình đẳng quan sát được trong các chỉ số sản hộ sinh (bao gồm gần một nửa mức bất bình đẳng trong "hộ sinh chuyên khoa"). Phân tích ở tuyến xã về các hiệu ứng cố định cho thấy hiệu ứng này có thể phản ánh sự biến động trong mức tiếp cận và chất lượng của các dịch vụ y tế ở địa phương. Kết quả phỏng vấn các đối tượng liên quan khẳng định rằng khoảng cách địa lý, sự thiếu hiểu biết về thời điểm cần đi khám, chi phí khám chữa và chất lượng dịch vụ sinh sản đều góp phần gây bất bình đẳng trong tiếp cận dịch vụ y tế sinh sản, nhất là ở người nghèo.

Tuy đã có những cải thiện đáng kể theo thời gian được ghi nhận ở một số chỉ số bình quân các dịch vụ tiêm chủng chủ yếu nhưng vẫn tồn tại một mức bất bình đẳng lớn trong các chỉ số này theo số liệu điều tra hộ gia đình. Về phía cầu, thu nhập, dân tộc và học vấn của người lớn (tuy ở mức độ thấp hơn đối với yếu tố học vấn trong năm 2006 so với 1992/93) vẫn góp phần đáng kể gây bất bình đẳng quan

sát thấy trong các chỉ số tiêm chủng chính, trong khi về phía cung, phân tích thực trạng này đã phát hiện được một số bằng chứng cho thấy khó khăn trong tiếp cận đến cơ sở y tế và thầy thuốc cũng là yếu tố quan trọng.

Số liệu về khám chữa bệnh ở cả đối tượng trẻ dưới 5 tuổi và phụ nữ độ tuổi 15-49 cho thấy mức bất bình đẳng rất thấp ở cả những người bị ốm hay thương tích được khám chữa nội trú hay ngoại trú dưới bất kỳ hình thức nào. Tuy nhiên, về loại hình chăm sóc ở cả phụ nữ và trẻ em vẫn còn bất bình đẳng. Khám chữa ngoại trú và nội trú ở các trạm y tế xã (TYTX) và các phòng khám đa khoa khu vực chủ yếu phục vụ người nghèo (tuy TYTX và Phòng khám đa khoa khu vực chỉ chiếm khoảng 2% số ca nhập viện nội trú). Điều ngạc nhiên là có rất ít bất bình đẳng trong việc sử dụng dịch vụ khám chữa nội trú ở bệnh viện cho cả năm 1992/93 và 2006. Tỷ điều trị phổ biến hơn ở đối tượng phụ nữ và trẻ em giàu. Tương tự, nhóm này cũng sử dụng các dịch vụ khám chữa bệnh ngoại trú ở cả bệnh viện và cơ sở tư nhân nhiều hơn đáng kể so với nhóm nghèo.

## Kết luận chính của báo cáo phân tích thực trạng này là:

Thứ nhất, mức độ bất bình đẳng trong các chỉ số y tế quan trọng của bà mẹ và trẻ em ở Việt Nam chênh lệch nhiều, cả vào năm 1992/93 và 2006. Một số chỉ số thể hiện rất ít bất bình đẳng như chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của phụ nữ năm 1992/93, chỉ số về mức sử dụng các biện pháp tránh thai năm 2006 (bất kỳ phương pháp nào hay là phương pháp tránh thai hiện đại), hầu hết các chỉ số liên quan đến nuôi con bằng sữa mẹ của năm 2006 (ngoại trừ bú mẹ ở trẻ 20-23 tháng tuổi là có mức bất bình đẳng đáng kể, thiên về hướng tốt hơn ở nhóm nghèo), và tình hình trẻ dưới 5 tuổi được cung cấp bổ sung vitamin A năm 2006. Các chỉ số khác cho thấy mức bất bình đẳng tương đối bất lợi cho người nghèo, bao gồm tử vong trẻ em ở cả các năm 1992/93 và 2006, tử vong mẹ (nhưng chỉ dựa trên số liệu hạn chế thu được năm 2006), tình trạng dinh dưỡng trẻ em ở cả các năm 1992/93 và 2006, mức sinh gộp (CEB) ở cả các năm 1992/93 và 2006, khám chữa bệnh ở phụ nữ 15-49 tuổi năm 1992/93 và trẻ dưới 5 tuổi bị ốm hay thương tích trong 4 tuần trước năm 1992/93 và tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi được tiêm chủng đầy đủ 4 loại vắc-xin cơ bản (DPT, sởi, bại liệt và BCG) ở cả các năm 1992/93 và 2006.

Tuy nhiên, một số chỉ số về sức khỏe bà mẹ và trẻ em cho thấy mức bất bình đẳng cao bất lợi cho người nghèo, gần bằng (hoặc thậm chí vượt quá) mức bất bình đẳng trong bản thân chỉ số mức sống (LSM). Nhóm này gồm một số chỉ số về khám thai, sản hộ sinh và chăm sóc hậu sinh (kể cả số lần khám thai năm 1992/93, tỷ lệ phụ nữ có thai được khám thai đầy đủ năm 2006, tỷ lệ ca sinh có bác sỹ năm 1992/93, tỷ lệ ca sinh thực hiện tại bệnh viện năm 1992/93 và 2006 và tỷ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 được cung cấp bổ sung vitamin A trong vòng hai tháng sau sinh năm 2006), một số chỉ số tiêm chủng được xác định nghiêm ngặt hơn (như tỷ lệ trẻ được tiêm chủng đầy đủ trong năm tuổi đầu tiên), trẻ dưới 5 tuổi có các triệu chứng viêm phổi trong hai tuần trước có được khám chữa tại cơ sở y tế hay không năm 2006.

Thứ hai, theo những chỉ số có số liệu so sánh được trong các năm 1992/93 và 2006, đã có sự cải thiện đáng kể trong giảm mức độ bất bình đẳng ở một số chỉ số, như mức sử dụng các biện pháp tránh thai hiện đại (từ mức bất bình đẳng tương đối có lợi cho người giàu năm 1992/93 xuống mức bất bình đẳng có lợi cho người nghèo năm 2006), khám thai tại cơ sở chính quy, thai sản tại bất kỳ loại hình cơ sở y tế nào hay ở bệnh viện và tỷ lệ trẻ dưới năm tuổi được tiêm chủng đầy đủ 4 loại vắc-xin cơ bản. Tuy nhiên, trong mức bất bình đẳng quan sát được ở một số chỉ số chính khác chỉ có rất ít hoặc không có sự thay đổi nào, như tử vong trẻ em, tổng mức sinh hay tỷ lệ ca sinh có nhân viên y tế hỗ trợ, mặc dù đã có sự cải thiện đáng kể trong giá trị bình quân của các chỉ số này trong cùng kỳ. Đáng tiếc là mức độ bất bình đẳng trong tình trạng dinh dưỡng của trẻ dưới 5 tuổi đã tăng từ năm 1992/93 đến 2006. Đồng thời cũng có những hạn chế về số liệu không cho phép đánh giá những thay đổi qua các giai đoạn về mức độ bất bình đẳng trong tử vong mẹ hay số lần được

khám thai. Ngoài ra, việc thống kê không đầy đủ tỉ lệ bệnh tật mẹ và trẻ em trong ĐTMSVN năm 1992/93 khiến việc đánh giá các thay đổi qua các giai đoạn về mức độ bất bình đẳng về tử vong mẹ và trẻ em không thực hiện được.

Thứ ba, kết quả từ phân tích hồi quy cho thấy các yếu tố liên quan chính của các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em là mức sống của hộ gia đình, trình độ học vấn, tình trạng dinh dưỡng, dân tộc và nơi cư trú. Một phát hiện quan trọng và khẳng định là chỉ số bất bình đẳng theo giới tính của trẻ có liên hệ đáng kể chỉ với một trong nhiều chỉ số được phân tích, đó là tỉ lệ mắc tiêu chảy ở trẻ dưới 5 tuổi trong 4 tuần trước thời điểm năm 1992/93 (và chỉ ở mức ý nghĩa 0,1). Tuy học vấn là một yếu tố liên quan quan trọng đối với hầu hết các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em nhưng qua phân tích nhận thấy rằng trình độ học vấn riêng của phụ nữ/bà mẹ không có liên hệ nhiều với các chỉ số sức khỏe của bà mẹ và trẻ em mà trình độ học vấn nói chung của gia đình (hoặc là mức học vấn cao nhất của bất kỳ người lớn nào trong hộ gia đình hay trong một số trường hợp là mức học vấn trung vị của mọi người lớn trong gia đình, kể cả phụ nữ) mới đóng vai trò quan trọng. Kết quả này tuy bất ngờ nhưng các kết quả phân tích đều khẳng định rõ ràng điều này.

Qua phân tích hồi quy cũng phát hiện thấy hầu hết các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em thiết yếu đều có liên hệ nhiều với tình trạng dinh dưỡng trong ĐTMSVN 1992/93. Chẳng hạn, mức tử vong trẻ em có liên quan nhiều với chiều cao của bà mẹ (ngược chiều), trong khi tỉ lệ bệnh tật ở phụ nữ độ tuổi 15-49 có liên quan nhiều đến chỉ số trọng lượng cơ thể BMI (ngược chiều). Có lẽ đáng chú ý nhất là các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của trẻ em (chẳng hạn điểm số z về chiều cao theo tuổi và trọng lượng theo tuổi) có liên hệ mật thiết với tình trạng dinh dưỡng của bà mẹ (thuận chiều, cả về chiều cao và BMI của mẹ) và với tình trạng dinh dưỡng của bố (thuận chiều với chiều cao nhưng ngược chiều với BMI của bố), cho thấy trong thời kỳ 1987/88-1992/93, người bố có thể đã cạnh tranh giành nguồn thực phẩm khan hiếm trong gia đình với trẻ dưới 5 tuổi. Những kết quả này củng cố nhận thức này càng tăng về tầm quan trọng của dinh dưỡng bà mẹ và trẻ em như là một nhân tố ảnh hưởng đến tử vong ở trẻ.

Phân tích hồi quy cũng phát hiện thấy rằng tất cả các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em được phân tích có liên hệ nhiều với xã cư trú, ngay cả khi các đặc trưng kinh tế xã hội liên quan của hộ gia đình và cá nhân không đổi. Phân tích bổ sung ở tuyến xã cho thấy nơi cư trú có ảnh hưởng đối với cả các yếu tố phía cung như khoảng cách địa lý tới cơ sở y tế và các tác nhân phía cầu như mức thu nhập và học vấn bình quân của cộng đồng (có thể xem như là chỉ số đại diện trung gian cho chất lượng và chi phí của các dịch vụ y tế sẵn có ở địa phương).

Thứ tư, việc phân tích bóc tách các yếu tố bất bình đẳng không những phản ánh mối quan hệ ước tính được trong phân tích hồi quy mà còn chỉ ra cả mức độ bất bình đẳng trong chính các tác nhân liên quan. Các phân tích bóc tách cho thấy các tác nhân chính góp phần gây bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em chính là chỉ số về mức sống và cả các tác nhân quan sát và không quan sát được liên quan tới nơi cư ngụ. Các nhân tố liên quan khác góp phần đáng kể gây bất bình đẳng trong một số chỉ số là trình độ học vấn và dân tộc.

Sau cùng, còn có nhiều hạn chế về mặt số liệu cần được khắc phục nhằm tạo cơ sở cho việc giám sát bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em ở Việt Nam một cách hiệu quả. Một hạn chế lớn là về tử vong ở trẻ. Hiện nay, điều tra hộ gia đình duy nhất đang tiến hành thu thập số liệu về tiền sử sinh đẻ hoàn chỉnh là Khảo sát Nhân khẩu và Y tế - DHS (các ước tính mới nhất dựa trên ĐTNKYT 2002 và có đối tượng là trẻ em sinh trong thời kỳ 1992-2002). Số liệu gộp về tử vong trẻ em thu thập được trong MICS phù hợp với các tính toán gián tiếp ở mức cộng đồng (chẳng hạn, ở cấp quốc gia hay theo khu vực thành thị - nông thôn), nhưng không phù hợp với các tính toán có thể tin cậy được về mức độ bất bình đẳng trong tỉ lệ tử vong trẻ gần đây. Một hạn chế lớn khác về số liệu liên quan đến tình trạng dinh dưỡng của phụ nữ/bà mẹ. Điều tra hộ

gia đình mới nhất thu thập các thông tin này là Điều tra Y tế Quốc gia Việt Nam năm 2001/02. Thứ ba, số liệu về tỉ lệ tử vong liên quan đến thai sản của anh/chị của trẻ đẻ sống là một công cụ quan trọng để giám sát tử vong bà mẹ. Mặc dù số liệu về tỉ lệ tử vong của anh chị em được thu thập trong MICS nhưng nếu thu thập được các số liệu này trong các khảo sát quy mô hơn thì sẽ rất hữu ích (chẳng hạn, trong các khảo sát về biến động dân số hàng năm). Ngoài ba dẫn chứng chính trên còn có các hạn chế về số liệu đối với một số chỉ số riêng lẻ khác như số lần khám thai hay ca sinh có bác sỹ hỗ trợ, là những hạn chế cần khắc phục (MICS). Cuối cùng, phân tích số liệu tuyến tính cho thấy có hạn chế trong thu thập số liệu của hệ thống thông tin y tế thường quy để đánh giá mức độ công bằng trong y tế (chủ yếu do không có đủ số liệu của các vùng sâu, vùng nông thôn và bỏ sót thông tin về y tế tư nhân).

Kết quả của phân tích thực trạng này khẳng định rằng vẫn tồn tại một mức độ bất bình đẳng lớn và dai dẳng trong các chỉ số sức khoẻ thiết yếu của bà mẹ và trẻ em và những sự bất bình đẳng này tương ứng với (hay thậm chí vượt quá trong một số trường hợp) mức độ bất bình đẳng ở một số chỉ số trung gian có liên hệ nhân quả (như tiêm chủng). Các yếu tố góp phần gây bất bình đẳng quan sát được bao gồm cả các tác nhân phía cầu (như "thu nhập thường xuyên" của hộ gia đình, học vấn của người lớn và dân tộc) và các tác nhân phía cung (như khả năng tiếp cận và chất lượng của các dịch vụ y tế tại địa phương). Bởi vậy, kết luận hợp lý là để có chiến lược hiệu quả khắc phục sự bất bình đẳng còn tồn tại về tử vong mẹ và trẻ em thì cần có các can thiệp cả ở phía cầu và phía cung với đối tượng là người nghèo, trong đó có nhiều cộng đồng dân tộc thiểu số ở vùng sâu, vùng xa.

Bên cạnh các can thiệp hiện có ở phía cầu (như khám chữa bệnh miễn phí cho trẻ em dưới 6 tuổi, cho người nghèo và người dân tộc thiểu số sống ở miền núi), còn có một khả năng nữa là trợ cấp bằng tiền có điều kiện cho người nghèo và người dân tộc thiểu số sống ở vùng sâu, vùng xa để khuyến khích họ thực hiện các biện pháp y tế dự phòng chi phí thấp cho chính bản thân họ và con cái họ, đồng thời thanh toán các chi phí đi lại và chi phí khác khi chuyển tuyến lên bệnh viện để khám chữa ngoại trú hay nội trú.

Về phía cung, cần bổ sung một loạt các can thiệp quan trọng không kém như tăng cường đầu tư vào cơ sở y tế tuyến xã và tuyến huyện ở các huyện nghèo, kết hợp với hỗ trợ tài chính đầy đủ về chi phí hoạt động ở các tuyến này (có thể đòi hỏi phân bổ nguồn vốn Ngân sách Nhà nước theo hướng ủng hộ người nghèo nhiều hơn, cùng với việc quy định các biện pháp khuyến khích phù hợp để bảo đảm các tỉnh phân bổ thêm nguồn vốn cho các tuyến này) và đổi mới các biện pháp can thiệp về nguồn nhân lực trên cùng địa bàn nhằm bảo đảm có đủ số lượng nhân viên y tế được đào tạo cho các tuyến thôn bản, xã và huyện cũng như bảo đảm ổn định và khuyến khích cán bộ thông qua chế độ khen thưởng dựa trên chất lượng và hiệu quả cung cấp dịch vụ. Quá trình chuyển biến từ bất bình đẳng trung bình có lợi cho người giàu sang mức độ bất bình đẳng thấp có lợi cho người nghèo về sử dụng biện pháp tránh thai hiện đại từ năm 1992/93 đến 2006 cho thấy những gì có thể làm được ở Việt Nam nếu các biện pháp can thiệp hiệu quả phía cầu được kết hợp với các can thiệp hiệu quả phía cung.

# TỪ VIẾT TẮT

BCG	Vắc xin phòng chống lao
BMI	Chỉ số trọng lượng cơ thể
BTC	Bộ Tài Chính
BYT	Bộ Y tế
CEB	Số trẻ được sinh
CI	Chỉ số bất bình đẳng
DPT	Vắc xin Bạch hầu Ho gà Uốn ván
ĐTYTQG	Điều tra y tế quốc gia
EPI	Chương trình tiêm chủng mở rộng
GDP	Tổng thu nhập quốc nội
HTTTYT	Hệ thống thông tin y tế
IEC	Thông tin giáo dục và truyền thông
IMR	Tỷ lệ tử vong trẻ sơ sinh
IUD	Vòng tránh thai
KSDSKHH	Khảo sát biến động dân số và kế hoạch hoá gia đình
ĐTMSVN	Điều tra mức sống tại Việt Nam
ĐTMSHGĐ	Điều tra mức sống hộ gia đình Việt nam
ĐTNKYT	Khảo sát nhân khẩu và y tế
LSM	Chỉ số mức sống
MCH	Sức khoẻ bà mẹ và trẻ em
MDG	Mục tiêu phát triển thiên niên kỷ
MICS	Khảo sát cụm đa chỉ số
NVYTTB	Nhân viên y tế thôn bản
NZAID	Tổ chức Viện trợ Phát triển Quốc tế Niu Dilân
OLS	Phương pháp bình phương nhỏ nhất thông thường
PYTH	Phòng Y tế huyện
SYT	Sở Y tế
TB	Bệnh lao
TCTK	Tổng cục thống kê
TDS	Khảo sát ở 10 huyện
TFR	Tổng tỷ suất sinh
TTYTH	Trung tâm y tế huyện
TYTX	Trạm y tế xã
UBND	Ủy ban nhân dân tỉnh
VND	Đồng Việt Nam
WHO	Tổ chức Y tế Thế giới
WHS	Điều tra y tế thế giới

# TÌNH HÌNH, BỐI CẢNH

## Giới thiệu chung

Việt Nam đã và đang phát triển rất nhanh trong suốt hai thập kỷ qua cùng với sự tin tưởng ngày càng tăng vào cơ chế thị trường. Đa số các chỉ số xã hội, trong đó có tỷ lệ đói nghèo và các chỉ số sức khỏe quan trọng đã được cải thiện đáng kể trong suốt giai đoạn này. Tuy nhiên, quá trình phát triển nhanh cũng kéo theo sự gia tăng bất bình đẳng trong thu nhập của hộ gia đình, kể cả bất bình đẳng ngày càng tăng giữa người dân khu vực thành thị và nông thôn trong số nhiều bất bình đẳng khác. Bất bình đẳng cũng còn tồn tại trong các chỉ số sức khỏe quan trọng như tử vong trẻ em và trẻ sơ sinh; dinh dưỡng và mức độ sử dụng dịch vụ y tế, thậm chí tăng trong một số trường hợp trong vòng 10-15 năm qua.

Các nghiên cứu về bình đẳng trong y tế đã đề cập khá nhiều đến hiện tượng bất bình đẳng trong tự chi trả của người bệnh trong khám chữa bệnh ở Việt Nam cũng như bất bình đẳng trong tỉ lệ tử vong ở trẻ và tình trạng dinh dưỡng của trẻ. Tuy vậy, các nghiên cứu này còn ít chú ý đến bất bình đẳng trong các chỉ số y tế thiết yếu liên quan đến tử vong bà mẹ và trẻ em (ví dụ như tử vong bà mẹ, tỉ lệ bệnh tật ở bà mẹ và trẻ em, tình trạng dinh dưỡng và mức sinh của bà mẹ) hay bất bình đẳng trong các chỉ số trung gian là nguyên nhân của các chỉ số thiết yếu trên như tiêm chủng, khám thai, sản hộ sinh và kế hoạch hoá gia đình.

Mục đích của báo cáo phân tích thực trạng này là đánh giá mức độ bất bình đẳng về tỉ lệ tử vong bà mẹ và trẻ em và các chỉ số sức khỏe quan trọng khác là nguyên nhân dẫn đến tử vong bà mẹ và trẻ em, trong đó tìm hiểu quá trình phát triển của tình trạng bất bình đẳng

này trong 10-15 năm qua nhằm làm rõ tại sao bất bình đẳng vẫn tồn tại trong các chỉ số y tế quan trọng này và có thể làm gì để khắc phục. Nhiều chỉ số sức khỏe tương tự được thể hiện rõ trong Các Mục tiêu phát triển của Việt Nam.<sup>2</sup> Tuy nhiên, không giống như các Mục tiêu Phát triển của Việt Nam (và cả Mục tiêu Phát triển Thiên niên kỷ) thường chú trọng các chỉ số bình quân quốc gia, phân tích thực trạng này sẽ tập trung vào bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe quan trọng có thể đã bị che khuất đằng sau những tiến bộ liên tục của các chỉ số bình quân quốc gia. Dĩ nhiên đến một mức độ nào đó, sự bất bình đẳng tồn tại dai dẳng có thể sẽ thực sự gây cản trở đối với bước tiến không ngừng của các chỉ số bình quân của quốc gia, mà trên thực tế đã xảy ra trong một số lĩnh vực như tử vong bà mẹ và dinh dưỡng của trẻ dưới 5 tuổi. Song bất bình đẳng dai dẳng (thậm chí tăng ở một số trường hợp) trong các chỉ số sức khỏe quan trọng ở bà mẹ và trẻ em cũng cho thấy người nghèo không được hưởng một cách bình đẳng lợi ích từ sự phát triển nhanh chóng này và đây chính là lý do chính thúc đẩy chúng tôi thực hiện báo cáo phân tích thực trạng này.

Phần chính của báo cáo phân tích thực trạng được bố cục như sau: phần mở đầu giới thiệu ngắn gọn về hệ thống y tế Việt Nam. Phần hai bàn về phương pháp được sử dụng trong phân tích thực trạng, trong đó có khung khái niệm. Phần ba thảo luận về các nguồn số liệu hiện có ở Việt Nam được sử dụng trong phân tích bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe. Phần bốn phân tích bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe thiết yếu như tử vong ở bà mẹ và trẻ em, tỉ lệ bệnh tật, dinh dưỡng và mức sinh. Phần năm phân tích bất bình đẳng

<sup>2</sup> Mục tiêu Phát triển của Việt Nam (phiên bản tại Việt Nam của Mục tiêu Phát triển Thiên niên kỷ) bao gồm các chỉ số cần đạt được về sức khỏe và môi trường sau: tử vong trẻ sơ sinh và trẻ dưới 5 tuổi, tử vong bà mẹ, dinh dưỡng của trẻ dưới 5 tuổi, trọng lượng khi sinh của trẻ, mức sinh, tiêm chủng, tiếp cận nước sạch và vệ sinh an toàn

trong một số chỉ số trung gian quan trọng là nguyên nhân dẫn đến tử vong bà mẹ và trẻ em như kế hoạch hoá gia đình, khám thai, sản hộ sinh, tiêm chủng và khám chữa bệnh. Phần sáu thảo luận và đánh giá ưu nhược điểm của các chương trình của chính phủ (kể cả các chương trình viện trợ) có mục tiêu ít nhất là khắc phục phần nào những bất bình đẳng trên. Phần bảy trình bày kết luận của báo cáo phân tích thực trạng và xác định một số lĩnh vực cần bổ sung can thiệp để khắc phục tình trạng bất bình đẳng tồn tại dai dẳng về tử vong bà mẹ và trẻ em. Ngoài phần chính của báo cáo còn có một số phụ lục kèm theo cung cấp các phân tích chi tiết hơn về những chủ đề được thảo luận trong báo cáo chính, như các chỉ số mức sống (Phụ lục 1), đánh giá các nguồn số liệu hiện có (Phụ lục 2), phân tích kết quả Điều tra mức sống ở Việt Nam năm 1992/93 (Phụ lục 3), phân tích kết quả MICS III năm 2006 (Phụ lục 4), và phân tích số liệu tuyến tính từ Hệ thống Thông tin Y tế (Phụ lục 5).

## Ngành y tế Việt Nam<sup>3</sup>

### Bối cảnh trong nước

Việt Nam đang thay đổi nhanh chóng. Tăng trưởng kinh tế trong hơn một thập kỷ qua bình quân đạt hơn 6% mỗi năm, tỷ lệ đói nghèo trong cả nước đã giảm từ 58,1% năm 1993 xuống còn 15,5% trong năm 2006.<sup>4</sup> Mặc dù Việt Nam vẫn còn nằm trong diện các nước nghèo nhất trên thế giới nhưng số liệu thống kê về y tế và chỉ số kết quả đầu ra của các dịch vụ y tế quan trọng vẫn có thể sánh ngang với những nước có thu nhập trung bình. Những thành tựu khả quan này đồng nghĩa với việc Việt Nam đang đi đúng hướng để hoàn thành các Mục tiêu Phát triển Thiên niên kỷ đề ra đến năm 2015 - thậm chí một số mục tiêu này hiện nay đã đạt được, như mục tiêu về giảm nghèo.

Tuy nhiên, bất chấp cam kết của Chính phủ đảm bảo tăng trưởng công bằng và không phân biệt - như đã nêu trong Chiến lược Toàn diện về Tăng trưởng và

Giảm nghèo - song lợi ích từ cải cách kinh tế chưa được phân bổ đồng đều tới các tầng lớp nhân dân. Bất bình đẳng về kinh tế và xã hội có xu hướng tăng. Đồng thời các thành quả y tế mà Việt Nam đã đạt được có nguy cơ bị đảo ngược nếu hệ thống y tế hiện tại không được tái định hướng để hướng tới cung cấp dịch vụ y tế có hiệu quả chi phí, chất lượng tốt và dễ tiếp cận cho mọi người dân.

Tình trạng sức khỏe của 84, 2 triệu người Việt Nam<sup>5</sup> tiếp tục được cải thiện và nâng cao trong vài năm qua mặc dù vẫn tồn tại một số bất cập. Tuổi thọ dự tính đã tăng từ 65 tuổi năm 1995 lên tới 71,3 tuổi năm 2002.<sup>6</sup> Từ năm 1995 đến 2006, tử vong sơ sinh đã giảm từ 45,1 xuống còn 16/1.000 trẻ đẻ sống, tử vong ở trẻ dưới 5 tuổi giảm từ 61,6 xuống 25/1.000 trẻ đẻ sống và tử vong bà mẹ có thể đã giảm từ 110/100.000 trẻ đẻ sống xuống còn 75/100.000.<sup>7</sup> Mặc dù tình trạng dinh dưỡng trẻ em đã cải thiện đáng kể, vẫn còn tới 23,4% trẻ em dưới 5 tuổi bị xác định là thiếu cân cũng như thiếu vi chất dinh dưỡng vẫn là một vấn đề đáng lo ngại.

Tỷ lệ mắc các bệnh truyền nhiễm nhìn chung đã giảm trong vài thập kỷ qua. Tuy nhiên, tỷ lệ mắc các bệnh căn bệnh mới hoặc tái diễn như lao, HIV/AIDS, sốt xuất huyết, viêm não Nhật Bản lại đang tăng. Các bệnh không truyền nhiễm cũng tăng, từ 39% tổng tỉ lệ bệnh tật năm 1986 lên 61,6% năm 2006, và từ 41,8% tổng tỉ lệ tử vong lên 61,6% trong cùng kỳ.

### Hệ thống y tế

Về mặt hành chính, hệ thống y tế được chia thành ba cấp: tuyến trung ương (Bộ Y tế), tuyến tỉnh (Sở Y tế (SYT) hoặc đôi khi còn gọi là ban, ngành y tế tỉnh) và tuyến huyện (Phòng Y tế Huyện - PYT). Về cung ứng dịch vụ, chính thức có bốn tuyến: (a) tuyến trung ương (Bệnh viện Trung ương và bệnh viện khu vực) do Bộ Y tế trực tiếp quản lý; (b) cơ sở y tế tuyến tỉnh do Sở Y tế quản lý; (c) cơ sở y tế tuyến huyện cũng do Sở Y tế

<sup>3</sup> Phần này phỏng theo báo cáo "Đánh giá nhanh về y tế Việt Nam" của WHO, Hà Nội, tháng 5/2006.

<sup>4</sup> Số liệu năm 2006 lấy từ Kết quả tóm tắt khảo sát mức sống hộ gia đình Việt Nam 2006, Tổng cục Thống kê, Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2008.

<sup>5</sup> Tổng cục Thống kê, 2007. Niên giám thống kê Việt Nam 2006, Nhà Xuất bản Thống kê, Hà Nội.

<sup>6</sup> Ước tính mới nhất lấy từ Khảo sát biến động dân số và kế hoạch hoá gia đình 1/4/2002, Tổng cục Thống kê, 2003. Nhà xuất bản thống kê Hà Nội

<sup>7</sup> Ban Thông tin và Thống kê Y tế, Vụ Kế hoạch Tài chính, Bộ Y tế. Niên giám thống kê y tế 2006, Bộ Y tế, Hà Nội.

quản lý và (d) cơ sở y tế tuyến xã do Phòng Y tế huyện quản lý.

### Tổ chức hành chính

Bộ Y tế là cơ quan của chính phủ chịu trách nhiệm quản lý nhà nước về chăm sóc bảo vệ sức khỏe nhân dân. Phạm vi chức trách của Bộ Y tế gồm y tế dự phòng, khám chữa bệnh, phục hồi chức năng, y học cổ truyền, thuốc phòng/chữa bệnh ở người, dân số và kế hoạch hoá gia đình (mới đây đã được giao lại cho ngành y tế), mỹ phẩm có ảnh hưởng đến sức khỏe con người, an toàn và vệ sinh thực phẩm, trang thiết bị y tế. Bộ Y tế còn chịu trách nhiệm quản lý nhà nước các cơ quan hành chính sự nghiệp trong ngành trực thuộc Bộ và là đại diện cho các quyền lợi sở hữu của Nhà nước về vốn đầu tư trong các doanh nghiệp liên quan.

Chính sách và chiến lược dài hạn của ngành y tế được thể hiện trong các kế hoạch, chiến lược 5 năm và 10 năm, cũng như trong các nghị định. Kể từ năm 2000, Bộ Y tế đã tích cực tham gia xây dựng các luật mới trong ngành y tế như Luật Bảo vệ, Chăm sóc và Giáo dục Trẻ em, Luật Dược, Luật Phòng chống HIV/AIDS, Luật Cấy ghép, hiến Nội tạng, Luật Phòng chống Bệnh Truyền nhiễm. Hiện tại Bộ đang tiến hành soạn thảo Luật Khám chữa bệnh và Luật Phòng chống Thuốc lá.

Mỗi tỉnh thành trong số 64 tỉnh thành trên cả nước (gồm 5 thành phố trực thuộc Trung ương) đều có Sở Y tế (SYT), là một bộ phận trong cơ cấu chính quyền tỉnh trực thuộc Ủy ban Nhân dân Tỉnh (UBND), kể cả về ngân sách. Ở các tỉnh nghèo, Sở Y tế còn phụ thuộc nhiều vào ngân sách của trung ương. Vì vậy, các tỉnh nghèo thường kém linh hoạt hơn trong triển khai chính sách của Bộ Y tế so với các tỉnh giàu. Ủy ban Nhân dân tỉnh cũng có thể phân bổ ngân sách trực tiếp tới huyện hoặc xã mà không phải thông qua SYT.

Sở Y tế có trách nhiệm tham mưu cho UBND trong công tác quản lý y tế tại địa phương. Tổ chức, biên chế và hoạt động của SYT thuộc thẩm quyền giám sát và quản lý của UBND còn Bộ Y tế ở tuyến trung ương có trách nhiệm giám sát và quản lý về chuyên môn.

Ngoài ra ở mỗi huyện hiện nay còn có Phòng Y tế

huyện. Phòng Y tế là cơ quan chuyên môn trực thuộc UBND huyện thực hiện chức năng quản lý nhà nước trong bảo vệ, chăm sóc và nâng cao sức khỏe nhân dân trên địa bàn huyện.

Phòng Y tế Huyện chịu trách nhiệm quản lý tất cả các trạm y tế xã (TYTX) trong huyện. Bệnh viện đa khoa của huyện và các trung tâm y tế dự phòng vẫn thuộc quyền quản lý của Sở Y tế nhưng vẫn tiếp tục hỗ trợ chuyên môn cho tuyến xã và trong nhiều trường hợp còn đảm nhiệm việc thanh quyết toán bảo hiểm y tế cho tuyến xã. Trưởng Phòng Y tế huyện chịu trách nhiệm trước giám đốc Sở Y tế tỉnh và Chủ tịch UBND Huyện.

### Cung cấp dịch vụ

Có khoảng 50 bệnh viện, Viện và Đại học Y thuộc quản lý trung ương của Bộ Y tế. Trong đó có 13 bệnh viện đa khoa và 22 bệnh viện chuyên khoa.

Ở mỗi tỉnh có ít nhất một bệnh viện đa khoa với 200-1.000 giường bệnh, thường được chia thành 7 Khoa (nội, sản phụ, phẫu thuật, nhi, khoa lâm, y học cổ truyền và phòng cấp cứu). Tuy mô hình bệnh viện này về nguyên tắc chỉ tiếp nhận bệnh nhân chuyển tuyến nhưng nhiều bệnh nhân vẫn đến thẳng bệnh viện tỉnh mà không qua tuyến dưới. Đa số các tỉnh đều có trung tâm chuyên khoa hoặc bệnh viện chuyên khoa.

Tỷ lệ bệnh viện đa khoa tỉnh so với bệnh viện huyện là khoảng 1:5. Tỷ lệ giường trên đầu người thuộc trung bình so với các nước trong khu vực, cao hơn Ấn Độ, Indônêxia và Philippin nhưng thấp hơn Trung Quốc, Malaysia và Thái Lan.<sup>8</sup> Tỷ lệ bệnh viện công và giường bệnh trên đầu người ở miền Bắc và Tây nguyên cao hơn nhưng mức tiếp cận dịch vụ bệnh viện xét về thời gian đi lại thấp hơn so với các vùng khác.

Trạm Y tế xã thực hiện chăm sóc ban đầu và chủ yếu là các dịch vụ y tế cơ bản như chăm sóc sức khỏe bà mẹ trẻ em (kể cả đỡ đẻ thông thường), kế hoạch hoá gia đình, điều trị viêm đường hô hấp cấp, tiêu chảy và chữa trị đau ốm thông thường. Trong hơn 30 năm qua, Việt Nam đã xây dựng được mạng lưới rộng khắp các TYTX trên toàn quốc, dựa trên

<sup>8</sup> Hệ thống thông tin y tế của WHO 2008, truy cập tại <http://www.who.int/whosis/en/> ngày 17/03/2008.

các tiêu chuẩn dân số và điều kiện địa lý. Các khu vực miền núi có nhiều TYTX hơn, tuy một số vùng vẫn thiếu thốn về y tế, không chỉ do khó khăn về mặt địa lý mà còn do không thu hút và giữ được cán bộ y tế. Để cung cấp các dịch vụ cơ bản nhất cho người dân vùng sâu vùng xa, Chính phủ đã tái áp dụng chiến lược sử dụng nhân viên y tế thôn bản (người dân địa phương có đào tạo cơ bản về y tế).

Trưởng TYTX, thông thường là bác sỹ nhưng có khi chỉ là y sỹ, được UBND xã và Trưởng Phòng Y tế huyện bổ nhiệm. Một nghiên cứu về năng lực quản lý của trưởng TYTX ở 10 tỉnh cho thấy khả năng lập kế hoạch hoạt động và ngân sách còn chưa đáp ứng được yêu cầu. Một phần lý do của tình trạng này là do các trưởng TYTX hầu như không có quyền quản lý nguồn lực.

Ngoài các cơ sở trực thuộc Bộ Y tế còn có một số cơ sở khám chữa bệnh công (41 bệnh viện, trong đó có 2 bệnh viện ở nước CHND Lào, 17 viện điều dưỡng phục hồi chức năng và 5 trung tâm y tế) thuộc các Bộ, ngành khác như Bộ Công an, Bộ Quốc phòng, Bộ Nông nghiệp, Bộ Công nghiệp, Bộ Giao thông Vận tải; Ngành than, Ngành cao su và cà phê. Các cơ sở y tế này bao gồm trạm xá ở các nhà máy, doanh nghiệp và nông trường, cũng như bệnh viện đa khoa, viện điều dưỡng và trung tâm phục hồi chức năng điều trị bệnh nghề nghiệp. Ngoài những cơ sở y tế thuộc Bộ công an và Bộ Quốc phòng, đa số bệnh viện của các ngành khác có vị trí tương đương như các cơ sở y tế tuyến huyện của Bộ Y tế. Trong 10 năm qua, những thay đổi về kinh tế xã hội, quản lý doanh nghiệp và sự sát nhập của một số Bộ ngành đã dẫn đến nhiều thay đổi trong nhóm này - trong đó có sự ra đời của một số cơ sở y tế lớn, đồng thời một số cơ sở lại được chuyển giao về cho Bộ Y tế, trở thành các cơ sở tự chủ hoặc bị đóng cửa hay chuyển thành phòng khám đa khoa.

### *Khu vực y tế tư nhân*

Pháp lệnh về hành nghề y dược tư nhân cho phép cán bộ làm việc ở các cơ sở y tế nhà nước hành nghề tư nhân sau giờ làm việc, miễn là họ có ít nhất 5 năm kinh nghiệm làm việc ở cơ sở y tế công. Do vậy, nhiều bác sỹ làm việc trong khu vực công đang tổ chức khám chữa tư vào buổi chiều hoặc buổi tối, chủ yếu tại nhà riêng. Bác sỹ đã nghỉ hưu cũng được cấp phép chính thức hành nghề y dược tư nhân. Bác sỹ được phép thu phí khám chữa tư nhân và được phép giữ lại khoản phí thu được. Y tá được phép làm việc trong một tập thể nhân viên theo chỉ đạo của một bác sỹ tư nhân hoặc được phép xin cấp phép hành nghề tư nhân như tiêm và xoa bóp. Các phòng khám 'ngoài giờ' ngày càng trở nên phổ biến do bệnh nhân muốn tránh sự bất tiện và thường là chất lượng chăm sóc kém ở các cơ sở y tế công. Tới giữa thập niên 1990 đã có khoảng 80% bác sỹ nhà nước tham gia hành nghề tư nhân. Các cơ sở y tế tư nhân cung cấp chủ yếu các dịch vụ khám chữa bệnh và cũng như các cơ sở nhà nước, phải tuân thủ luật pháp hiện hành.

Tổng mức quy mô của y tế tư nhân vẫn chưa được xác định rõ, nhất là do có nhiều cơ sở tư nhân không đăng ký. Ngoài cửa hàng thuốc, phòng khám đa khoa chiếm tỷ lệ lớn nhất trong số các cơ sở y tế tư nhân. Số lượng bệnh viện tư đã lên tới con số 62 với 4456 giường bệnh vào năm 2006 (so với 998 bệnh viện công với 136.603 giường bệnh trực thuộc ngành y tế). Ước tính khoảng 70% cơ sở y tế tư nhân nằm ở khu vực đô thị. Tuy nhiên, theo một khảo sát tại cộng đồng năm 2001 ở Hưng Yên, một tỉnh nông thôn có tỷ lệ đói nghèo vừa phải cho thấy:

- Khu vực y tế tư nhân lớn hơn nhiều so với con số chính phủ công bố (gấp đôi quy mô hệ thống TYTX), nhưng vẫn tập trung chủ yếu vào khám chữa bệnh và bán thuốc;
- Lực lượng lao động y tế tư nhân nhiều hơn 1,9 lần so với nhân lực TYTX;
- 25% số nhân viên cơ sở tư nhân là cán bộ y tế nhà nước, trong đó có tới 37% cán bộ TYTX.

# PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

## Khung khái niệm

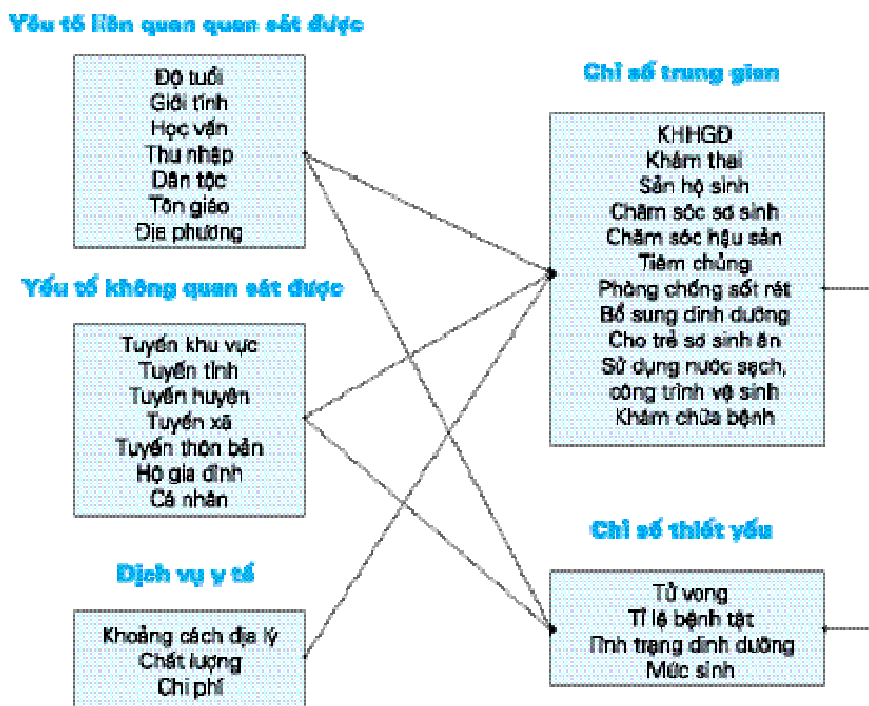
Khung khái niệm của báo cáo tập trung vào 4 lĩnh vực: các chỉ số sức khỏe thiết yếu (tử vong bà mẹ và trẻ em, tỉ lệ bệnh tật, tình trạng dinh dưỡng và mức sinh); các chỉ số trung gian quan trọng là nguyên nhân dẫn đến các chỉ số sức khỏe thiết yếu (ví dụ như kế hoạch hoá gia đình, khám thai, sản hộ sinh và tiêm chủng); các dịch vụ y tế liên quan (như khoảng cách địa lý, chất lượng và khả năng chi trả); các yếu tố liên quan ở cả cấp độ cộng đồng và cá nhân/hộ gia đình (gồm cả các đặc trưng quan sát được như tuổi tác, giới tính, trình độ học vấn, dân tộc, thu nhập và vị trí địa lý, cũng như những đặc trưng không quan sát được như kinh nghiệm, các yếu tố di truyền và lựa chọn của cá nhân)

có ảnh hưởng đến mức độ sử dụng dịch vụ y tế cũng như các chỉ số sức khỏe thiết yếu. Khung khái niệm được minh họa trong Biểu đồ 1.

## Tính toán mức độ bất bình đẳng

Tính toán mức độ bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe là một phần quan trọng trong phân tích thực trạng này. Cách tính toán trong báo cáo này tuân thủ chặt chẽ hướng dẫn về phân tích bình đẳng trong y tế được Ngân hàng Thế giới công bố mới đây.<sup>9</sup> Các công cụ phân tích chủ yếu được sử dụng để xác định mức độ

**Biểu đồ 1** Khung khái niệm cơ bản sử dụng trong phân tích thực trạng



<sup>9</sup> Owen O'Donnell, Eddy van Doorslaer, Adam Wagstaff và Magnus Lindelow, Phân tích mức Bình đẳng Y tế Sử dụng Số liệu Khảo sát Hộ gia đình, bộ tài liệu đào tạo của Viện Ngân hàng Thế giới. Ngân hàng Thế giới, Oasinhton (2007).

bất bình đẳng trong báo cáo này gồm: phương pháp ngũ phân vị gia quyền theo dân số, đường cong bất bình đẳng, chỉ số bất bình đẳng và chỉ số mức sống. Phần dưới đây chỉ mô tả ngắn gọn các công cụ này nhưng có thể tham khảo nội dung chi tiết hơn trong hướng dẫn của Ngân hàng Thế giới.

## Ngũ phân vị gia quyền theo dân số

Một phương pháp được sử dụng rộng rãi để mô tả bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe là lập bảng chỉ số kết quả theo nhóm ngũ phân vị gia quyền dân số. Một nhóm ngũ phân vị tức là 20% (1/5) số đơn vị trong nhóm đối tượng nhất định (chẳng hạn như các cá nhân trong nhóm dân cư), thường được xếp hạng (xếp thứ tự) theo chỉ số nào đó về mức sống, như mức tiêu dùng đầu người hộ gia đình hoặc chỉ số giàu nghèo. Các nhóm ngũ phân vị có thể được sử dụng cho mọi dạng đơn vị, kể cả cá nhân, hộ gia đình, số sinh, số chết, phụ nữ, trẻ em hoặc thậm chí là tỉnh. Nếu đơn vị tính là tất cả các cá nhân trong một nhóm dân cư thì các nhóm ngũ phân vị được tính theo gia quyền dân số và chỉ 20% trên tổng dân số. Tất cả nhóm ngũ phân vị sử dụng trong báo cáo này đều là ngũ phân vị gia quyền theo dân số, được xác định trên cơ sở tổng dân số và được xếp hạng theo một trong số các chỉ số mức sống (ví dụ như mức tiêu dùng đầu người hộ gia đình hoặc chỉ số giàu nghèo). Trong báo cáo này, nhóm 20% dân số nghèo nhất được gọi là nhóm ngũ phân vị "nghèo nhất", nhóm 20% dân số nghèo thứ hai được gọi là nhóm ngũ phân vị "nghèo thứ hai" và cứ tiếp như thế đến nhóm giàu nhất.

Các nhóm ngũ phân vị theo dân số này cũng được sử dụng để phân tích tất cả các chỉ số kết quả. Chẳng hạn, khi xem xét sự biến động mức sinh theo nhóm ngũ phân vị, các nhóm ngũ phân vị được xác định trên cơ sở tổng dân số (cả hai giới và mọi độ tuổi) chứ không phải dựa trên số lượng phụ nữ trong độ tuổi sinh đẻ hay số lần sinh đẻ. Điều này có nghĩa là tần suất tương đối theo các nhóm ngũ phân vị sẽ khác nhau phụ thuộc vào tham số phân tích. Ví dụ khi lập bảng kê trung vị số trẻ em từng được sinh ra của phụ nữ độ tuổi 15-19 theo ngũ phân vị gia quyền dân số thì số lượng phụ nữ ở mỗi nhóm ngũ phân vị thường khác nhau giữa các nhóm ngũ phân vị (nghĩa là không phải chính xác 20% số phụ nữ thuộc từng nhóm phân vị). Nếu lấy các chỉ số mức sống (LSM) khác để xác định ngũ phân vị gia quyền theo dân số thì số lượng phụ nữ ở mỗi nhóm ngũ

phân vị nhìn chung sẽ khác nhau tùy theo chỉ số mức sống được sử dụng.

## Đường cong bất bình đẳng

Mặc dù việc lập bảng ngũ phân vị được sử dụng rất rộng rãi để mô tả bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe và các chỉ số khác nhưng phương pháp này vẫn có một số hạn chế nhất định. Thứ nhất, kết quả phụ thuộc nhiều vào loại đơn vị được sử dụng để hình thành nhóm ngũ phân vị, chẳng hạn như tổng dân số, số hộ gia đình hay một đơn vị nào khác liên quan đến tham số được phân tích (như phụ nữ trong độ tuổi sinh đẻ, trong trường hợp mức sinh). Thứ hai, việc sử dụng các chỉ số mức sống khác để xác định nhóm ngũ phân vị đồng nghĩa với việc các đơn vị tính được phân loại vào một nhóm ngũ phân vị nhất định nhiều khả năng sẽ biến động khi sử dụng các chỉ số LSM khác nhau (như trong ví dụ nêu trên). Điều này có thể không ảnh hưởng đến kết quả ở một số trường hợp nhưng sẽ có ảnh hưởng đáng kể đến kết quả nếu như tham số được phân tích có độ lệch đối xứng cao (ví dụ chi phí tự chi trả khi điều trị nội trú) hoặc nếu tham số được phân tích xuất hiện không thường xuyên (ví dụ tử vong bà mẹ hoặc trẻ em).

Cả hai hạn chế này đều gây ra sự thiếu ổn định khi mô tả bất bình đẳng bằng phương pháp ngũ phân vị. Phương pháp đường cong bất bình đẳng không có những hạn chế này bởi vì nó không đòi hỏi sắp xếp cá nhân theo nhóm (như nhóm ngũ phân vị). Đường cong bất bình đẳng mô tả (trên trục y) mức phân bố tích lũy của một chỉ số sức khỏe cần quan tâm (chẳng hạn, tổng số lần sinh đẻ người mẹ khai báo) so với (trên trục x) số lượng cá nhân liên quan tích lũy (trong ví dụ này là tổng số lượng bà mẹ), trong đó các cá nhân được xếp hạng từ nghèo nhất đến giàu nhất bằng cách sử dụng một chỉ số LSM nào đó (sẽ thảo luận dưới đây). Một yêu cầu quan trọng khi sử dụng đường cong bất bình đẳng là phải đo đạc chỉ số sức khỏe bằng đơn vị mà đơn vị này có thể tính gộp được từ toàn bộ các cá thể (ví dụ số lần sinh đẻ hay trẻ đã được tiêm chủng đầy đủ hay chưa). Giả sử chỉ số sức khỏe có giá trị dương (ví dụ số lần khám thai trong lần sinh đẻ gần đây nhất) thì kết quả phân bố sẽ có lợi cho người nghèo (hoặc bất lợi cho người giàu) nếu như đường cong bất bình đẳng nằm trên đường bình đẳng 45o (trong ví dụ trên cho thấy phụ nữ nghèo có số lần khám thai tương ứng nhiều hơn phụ nữ giàu). Sẽ là bất bình đẳng có lợi cho

nhóm giàu (hay bất lợi cho người nghèo) nếu đường cong bất bình đẳng nằm dưới đường bình đẳng 45°. Nếu chỉ số sức khỏe có giá trị âm thì cách đọc kết quả sẽ ngược lại, chẳng hạn với tỷ lệ tử vong hay suy dinh dưỡng. Đường cong bất bình đẳng càng nằm xa đường bình đẳng bao nhiêu thì mức phân bố chỉ số sức khỏe càng không đồng đều bấy nhiêu. Nếu đường cong bất bình đẳng của một chỉ số sức khỏe nằm trùng với đường bình đẳng thì sẽ không có sự bất bình đẳng trong mức phân bố chỉ số sức khỏe đó. Biểu đồ 36 cho ví dụ về một tập hợp các đường cong bất bình đẳng mô tả sự bất bình đẳng có lợi cho người giàu trong ba chỉ số khác nhau về khám thai. Biểu đồ 58 cho ví dụ về đường cong bất bình đẳng nằm trùng (hoặc ít nhất là rất gần) với đường bình đẳng.

Mặc dù đường cong bất bình đẳng cũng bị ảnh hưởng bởi chỉ số mức sống được chọn để xếp hạng cá nhân mức từ nghèo nhất đến giàu nhất nhưng các đường cong bất bình đẳng thường ổn định hơn so với nhóm ngũ phân vị (vì không có sự bất ổn định nào phát sinh do phải xếp hạng các cá nhân vào các nhóm ngũ phân vị khác). Việc so sánh giữa các đường cong bất bình đẳng cũng thường được biểu hiện một cách trực quan, nhờ đó dễ dàng hơn nhiều sơ với so sánh các nhóm ngũ phân vị. Phương pháp ngũ phân vị thường sử dụng các chỉ số không rõ ràng và đôi khi là sử dụng nhầm chỉ số như tỷ lệ giá trị trung vị của nhóm giàu nhất so với nhóm nghèo nhất (do đó mà bỏ qua biến thiên trong các nhóm ngũ phân vị khác).

Khái niệm "ưu thế" cũng quan trọng khi diễn giải ý nghĩa của một hay nhiều đường cong bất bình đẳng. Nếu một đường cong bất bình đẳng nằm hoàn toàn trên một đường cong bất bình đẳng khác (ngoại trừ ở các giá trị cực) thì đường cong bất bình đẳng đó được coi là có "ưu thế" so với đường cong kia. Khái niệm ưu thế có thể được áp dụng tương tự cho các đường cong bất bình đẳng của hai chỉ số khác nhau hoặc biểu diễn cùng một kết quả ở hai mốc thời gian khác nhau (hoặc ở các nước khác nhau), hoặc cùng một chỉ số ở hai thời điểm khác nhau (hay các nước khác nhau), hay một chỉ số trong tương quan với đường bình đẳng hay tương quan với đường bất bình đẳng về chỉ số mức sống (ví dụ đường cong Lorenz). Nếu một đường cong này có ưu thế hơn một đường cong khác thì thứ hạng của hai đường cong xét về mức độ bất bình đẳng là rõ ràng. Nhưng mặt khác nếu hai đường cong cắt nhau (thường

xảy ra) thì mức độ bất bình đẳng tương ứng sẽ không rõ ràng. Trường hợp này, một chỉ số tổng hợp như chỉ số bất bình đẳng (sẽ thảo luận dưới đây) phải được sử dụng để so sánh mức độ bất bình đẳng tương ứng, khi đó sẽ đòi hỏi phải quyết mức độ bất bình đẳng gia quyền tại các thời điểm khác nhau trong phân bố chỉ số mức sống. Ưu thế cũng có thể được kiểm định chính thức bằng cách áp dụng các quy trình được mô tả trong hướng dẫn của Ngân hàng thế giới đề cập ở phần trên.

## Chỉ số bất bình đẳng

Chỉ số bất bình đẳng (CI) là một thước đo tổng hợp về mức độ bất bình đẳng trong chỉ số sức khỏe. Chỉ số này được định nghĩa là hai lần diện tích khu vực nằm giữa đường cong bất bình đẳng và đường bình đẳng (đường 45°). Nếu đường cong bất bình đẳng nằm trên đường bình đẳng thì theo quy ước sẽ gán giá trị âm cho CI, nếu nằm dưới thì có giá trị dương. Nếu đường cong bất bình đẳng nằm song song với đường bình đẳng (tức là không có bất bình đẳng), thì CI có giá trị là 0. Nếu chỉ số sức khỏe có giá trị dương (chẳng hạn chiều cao phụ nữ), thì CI có giá trị âm đồng nghĩa với mức phân bố có lợi cho người nghèo, còn nếu có giá trị dương thì có nghĩa là mức phân bố có lợi cho người giàu. Nếu chỉ số sức khỏe có giá trị âm (chẳng hạn tỉ lệ bệnh tật) thì sẽ diễn giải theo cách ngược lại. CI có một số đặc trưng như sau:

- CI bị giới hạn trong khoảng -1 và +1 nếu chỉ số sức khỏe (hoặc bất kỳ tham số nào có đồ thị phân bố tích lũy trên trục y) không có giá trị âm (CI sẽ không nằm trong khoảng giới hạn này nếu không thỏa mãn điều kiện trên và nếu chỉ số sức khỏe có giá trị trung vị bằng 0 thì CI thậm chí sẽ không được xác định)
- CI của một tham số lưỡng phân (ví dụ tiêm chủng đầy đủ) không nằm trong khoảng giới hạn -1 và +1 mà thay vào đó là khoảng giới hạn  $\mu-1$  và  $1-\mu$ , trong đó  $\mu$  là trung vị của biến lưỡng phân.
- CI chỉ bị ảnh hưởng bởi thay đổi trong chỉ số mức sống làm thay đổi thứ hạng của cá thể (tức là thay đổi trong phân bố chỉ số mức sống sẽ không ảnh hưởng đến CI trừ khi nó làm thay đổi thứ hạng cá thể)
- CI có thể bằng 0 do đường cong bất bình đẳng nằm song song với đường bình đẳng nhưng cũng có thể bằng 0 tại điểm đường cong bất bình đẳng cắt đường bình đẳng (vì vậy nên CI và đường cong

bất bình đẳng phải được diễn giải cùng nhau)

- Nhân CI với 75 sẽ cho tỉ lệ phần trăm của chỉ số sức khoẻ (trường hợp bất bình đẳng có lợi cho người giàu) và khi đó cần phải được tái phân bổ (tuyến tính) từ nửa giàu trong phân bố sang nửa nghèo để đạt được mức phân bổ có chỉ số bằng 0.

Có thể ước tính sai số chuẩn của CI bằng cách áp dụng các quy trình được mô tả trong hướng dẫn của Ngân hàng thế giới.

## Chỉ số mức sống

Lựa chọn chỉ số mức sống phù hợp là một quyết định có vai trò quan trọng trong trường hợp có nhiều chỉ số mức sống khác nhau trong một khảo sát như thường thấy. Tuy nhiên, ngay cả trong trường hợp không có nhiều LSM khác nhau thì ta vẫn cần cân nhắc xem chỉ số có sẵn (ví dụ chỉ số giàu nghèo) sẽ ảnh hưởng đến kết quả như thế nào.

LSM đáng sử dụng nhất là chỉ số trực tiếp về "thu nhập cố định" của hộ gia đình (tức thu nhập mong đợi của hộ gia đình trong dài hạn, bản thân là một hàm số của vốn con người và thể chất, vốn xã hội mà nó tiếp cận được và mức lãi suất thực). Đáng tiếc là ta không quan sát trực tiếp được "thu nhập cố định" mà phải sử dụng một số chỉ số thay thế quan sát được như LSM. Những chỉ số LSM phổ biến nhất trong phân tích về bình đẳng y tế là những chỉ số dựa trên mức tiêu dùng của hộ gia đình được đo đạc trực tiếp (ví dụ mức tiêu dùng đầu người hay tiêu dùng tính trên người lớn) và chỉ số giàu nghèo (thường được tính là thành phần cơ bản đầu tiên trong bộ chỉ số chỉ các đặc trưng về nhà cửa và quyền sở hữu hàng tiêu dùng lâu bền). Tuy nhiên, cũng có thể có các LSM khác trong một số khảo sát, như LSM dựa trên chỉ số trực tiếp về thu nhập hộ gia đình và/hoặc giàu nghèo và/hoặc các chỉ số gián tiếp khác có được từ giá trị dự đoán bằng một hàm số hồi quy ước tính giải thích sự biến thiên trong các chỉ số được quan sát trực tiếp như thu nhập, tiêu dùng hay giàu nghèo (có thể được tính toán sử dụng số liệu của một khảo sát khác).

Phụ lục 1 nêu các thuộc tính lý thuyết của các LSM

khác nhau, so sánh tác dụng và đánh giá mức độ khác biệt tạo ra khi lựa chọn loại chỉ số LSM lấy số liệu từ điều tra mức sống Việt Nam 1992/93. Kết quả cho thấy mức tiêu dùng đầu người được đo đạc trực tiếp và chỉ số giàu nghèo là những LSM đáng tin cậy nhất trong Điều tra mức sống Việt Nam 1992/93 đồng thời tiêu chí kém tin cậy nhất là thu nhập bình quân đầu người được đo đạc trực tiếp. Kết quả này là hợp lý vì một số khảo cung cấp số liệu mới đây về một loạt các chỉ số sức khoẻ (sẽ thảo luận ở phần sau) không sử dụng bất kỳ một chỉ số LSM trực tiếp nào mà sử dụng một loạt các chỉ số gián tiếp trong đó có chỉ số giàu nghèo.

Ngoài việc lựa chọn chỉ số LSM phù hợp, với các khảo sát có nhiều lựa chọn cần phải quyết định có nên và cách thức chuẩn hoá LSM về quy mô và kết cấu hộ gia đình. Khi có điều chỉnh thì cần lựa chọn giữa một chỉ số bình quân đầu người (tức là chia LSM cho quy mô hộ gia đình) hoặc một quy mô tương ứng nào đó phản ánh khả năng tính kinh tế của quy mô trong tiêu dùng và/hoặc sự khác biệt về nhu cầu tiêu dùng giữa người lớn và trẻ em (ví dụ căn bậc hai quy mô hộ gia đình). Việc ước tính quy mô tương ứng có thể khá khó khăn.<sup>10</sup> Đáng tiếc, công việc này chưa được thực hiện ở Việt Nam (theo chúng tôi được biết). Thay vào đó, đa số các tài liệu chỉ số nghèo, bình đẳng y tế và tài chính y tế ở Việt Nam đều sử dụng mức tiêu dùng bình quân đầu người làm chỉ số LSM đồng thời không điều chỉnh chỉ số giàu nghèo theo quy mô hộ gia đình. Chúng tôi cũng áp dụng phương thức này trong phân tích thực trạng khi sử dụng chỉ số LSM trực tiếp như mức tiêu dùng hộ gia đình. Tuy nhiên, để so sánh có ý nghĩa giữa các khảo sát không có đầy đủ mọi LSM trực tiếp, phân tích thực trạng này sẽ chủ yếu dựa vào chỉ số giàu nghèo, vốn thường không được điều chỉnh theo quy mô và kết cấu hộ gia đình (với những lý do được nêu ở Phụ lục 1)

## Nguồn gốc của bất bình đẳng

Điều quan trọng trong phân tích thực trạng này không chỉ là đo đạc mức độ bất bình đẳng trong các chỉ số sức khoẻ quan trọng và đánh giá tiến trình phát triển của bất bình đẳng trong các thời kỳ mà còn nhằm xác định các nhân tố dẫn đến bất bình đẳng hoặc trong trường

<sup>10</sup> Để thảo luận một số vấn đề, xem Angus Deaton, Phân tích khảo sát hộ gia đình: Hướng tiếp cận vi mô chính sách phát triển, Baltimore MD, Nhà in ĐH Johns Hopkins xuất bản cho NHTG, 1997.

hợp chỉ có ít hay không có bất bình đẳng thì cần đánh giá xem đó có phải là kết quả của các yếu tố bù trừ hay không (có nghĩa là một số có khuynh hướng làm tăng sự bất bình đẳng bất lợi cho người nghèo trong khi các yếu tố khác có khuynh hướng ngược lại). Chúng tôi thực hiện việc này theo hai bước. Thứ nhất, chúng tôi sử dụng phân tích hồi quy để xác định các nhân tố cơ bản (Biểu đồ 1) có liên hệ mật thiết nhất với từng chỉ số sức khoẻ. Chúng tôi tập trung vào các yếu tố liên quan bởi vì chúng đóng một vai trò quan trọng cả trong xác định trực tiếp các chỉ số sức khoẻ thiết yếu và ảnh hưởng gián tiếp đến các chỉ số này thông qua tác động trực tiếp lên các chỉ số trung gian quan trọng. Thứ hai, chúng tôi sử dụng kết quả từ phân tích hồi quy để phân tích CI nhằm lượng hoá vai trò của từng yếu tố liên quan trong mức độ bất bình đẳng của một chỉ số sức khoẻ nào đó, có tính đến không chỉ cường độ của yếu tố liên quan gắn với chỉ số y tế mà còn cả mức độ bất bình đẳng trong phân bố của chính yếu tố liên quan đó trong nhóm dân số tương ứng (tức là CI của chính nó).

## Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy chủ yếu sử dụng các mô hình hồi quy tuyến tính trong đó có mô hình xác suất tuyến tính vì các mô hình tuyến tính rất thiết thực trong phân tích CI (sẽ thảo luận dưới đây). Tuy nhiên, các mô hình hồi quy phi tuyến tính cũng được sử dụng nhằm mục đích so sánh, bao gồm mô hình logit hiệu ứng cố định, mô hình logit theo nhóm và mô hình hiệu ứng cố định Poisson.<sup>11</sup>

Các tham số giải trình (ở bên phải) sử dụng trong phân tích hồi quy là các yếu tố liên quan được quan sát, ví dụ tuổi tác, giới tính, trình độ giáo dục, thu nhập, dân tộc, tôn giáo và nơi cư trú (Biểu đồ 1). Các tham số kết quả trung gian (ví dụ chỉ số kế hoạch hoá gia đình sử dụng trong phân tích mức sinh) không được sử dụng làm tham số diễn giải trong mô hình hồi quy giải thích các chỉ số sức khoẻ thiết yếu vì hai lý do. Thứ nhất, chỉ số trung gian nhiều khả năng là các biến nội sinh (tham số tương quan với một khoảng nhiễu ngẫu nhiên của mô hình và do vậy tạo ra độ lệch trong mối quan hệ dự tính khi đưa vào loạt tham số giải trình của mô hình hồi quy) và các mối quan hệ dự tính này vì thế dễ có khả năng

bị thiên lệch và có thể gây nhầm lẫn cho các nhà hoạch định chính sách. Thứ hai, đưa các biến này vào có nguy cơ làm lu mờ mối quan hệ giữa các chỉ số thiết yếu và các yếu tố liên quan do đa số các chỉ số trung gian đều có liên hệ mật thiết với cùng các yếu tố liên quan đó (như trong phân tích mô tả dưới đây).

Một bộ tham số gốc phía bên phải được đưa vào tất cả các mô hình, bao gồm tuổi tác, giới tính, trình độ học vấn của phụ nữ (hay bà mẹ), chỉ số học vấn tổng hợp của mọi người lớn trong hộ gia đình (kể cả phụ nữ/bà mẹ), dân tộc, LSM (thường là chỉ số giàu nghèo) và một bộ tham số mô phỏng tuyến xã nhằm nắm bắt các hiệu ứng cố định ở tuyến xã hoặc tuyến trên. Các tham số bổ sung cũng được đưa vào (ví dụ tôn giáo hay quy mô hộ gia đình) nếu có ý nghĩa thống kê (ở mức 0,05) hoặc nếu không đưa vào sẽ ảnh hưởng đến các tín hiệu hay mức ý nghĩa của các tham số diễn giải khác.

Hai tham số thay thế được sử dụng để mô tả trình độ học vấn của người lớn trong hộ gia đình là cấp học cao nhất mà người lớn bất kỳ trong gia đình đã hoàn thành (tuổi trên 15) hoặc số trung vị cấp học mà tất cả người lớn trong hộ gia đình đã hoàn thành. Tham số nào có ý nghĩa hơn trong hai biến này (tức là có giá trị thống kê ước tính lớn nhất) sẽ được đưa vào một mô hình cụ thể.

Dân tộc được biểu hiện bằng một tham số mô phỏng có giá trị bằng 1 nếu chủ hộ gia đình là người Kinh, tức nhóm dân số lớn nhất Việt Nam, hay người Hoa, một nhóm dân số tương đối nhỏ nhưng cũng là một nhóm dân số có địa vị truyền thống. Tham số dân tộc mô phỏng có giá trị bằng 0 đối với tất cả các dân tộc khác.

Trừ trường hợp có ghi chú khác, các hiệu ứng không đổi tuyến xã có chung mức ý nghĩa ở tất cả các mô hình. Việc sử dụng các tham số mô phỏng tuyến xã để xác định hiệu ứng không đổi có những ưu nhược điểm riêng. Ưu điểm chính là các tham số này sẽ loại bỏ mọi thiên lệch có thể xuất hiện trong ước tính hồi quy thông qua các yếu tố không được quan sát ở tuyến xã (hay tuyến trên). Ví dụ về các yếu tố không được quan sát ở tuyến xã bao gồm kinh nghiệm trước đây của địa

<sup>11</sup> Các mô hình phi tuyến tính có thể được sử dụng để phân tích CI, tuy nhiên điều này đòi hỏi phải sử dụng phép xấp xỉ tuyến tính cho hàm không phải bậc nhất tại một điểm nhất định (thí dụ tại bình quân mẫu nghiên cứu); trong hầu hết các trường hợp đều cho kết quả gần tương đương như là kết quả sử dụng mô hình tuyến tính ngay từ đầu. Xem O'Donnell và các tác giả khác 2007, Chương 11 để hiểu thêm về việc sử dụng mô hình phi tuyến tính trong phân tích bình đẳng về y tế.

phương, hiệu quả của các nhà lãnh đạo địa phương và tổ chức xã hội, các mức phí tương ứng (kể cả các mức giá của các loại dịch vụ y tế). Các yếu tố không được quan sát còn bao gồm chất lượng của các dịch vụ y tế sẵn có không được thu thập thông tin trong hầu hết các điều tra hộ gia đình.

Nhược điểm chính của việc sử dụng tham số mô phỏng tuyến xã để kiểm soát hiệu ứng cố định là không có tham số cộng đồng nào khác (chẳng hạn tham số mô phỏng tuyến xã chỉ địa điểm thành thị hay chỉ số về khoảng cách địa lý của các cơ sở y tế nằm ngoài xã) có thể đưa vào mô hình. Tuy nhiên, chúng tôi cũng tiến hành phân tích các hiệu ứng cố định ước tính được ở tuyến xã để xác định xem đặc trưng nào ở tuyến xã có liên hệ nhiều nhất với các hiệu ứng cố định được ước tính.<sup>12</sup> Các biến số giải trình trong phân tích tuyến xã bao gồm một số chỉ số lấy từ phiếu điều tra tuyến xã nếu có<sup>13</sup> (ví dụ chỉ số về khoảng cách địa lý đến cơ sở y tế, đường xá, thông tin về thiên tai có ảnh hưởng đến xã), trung vị mẫu tuyến xã của các chỉ số hộ gia đình được chọn (ví dụ mức tiêu dùng bình quân đầu người hộ gia đình, trình độ học vấn của người lớn; người Kinh/Hoa, tình hình sử dụng nước sạch và tiện nghi vệ sinh, chất lượng nhà ở, sử dụng nhiên liệu nấu nướng hiện đại, tiêm chủng ở trẻ dưới 10 tuổi), và các chỉ số về vị trí địa lý (tức là vị trí khu vực và thành thị-nông thôn). Trong trường hợp có nhiều chỉ số tuyến xã đối với một đặc trưng nhất định (chẳng hạn như tình hình sử dụng nước sạch và tiện nghi vệ sinh, chất lượng nhà ở, sử dụng nhiên liệu nấu nướng hiện đại) thì chúng tôi sử dụng thành phần cơ bản đầu tiên của các chỉ số sẵn có và một chỉ số của đặc trưng, thay đổi dấu nếu cần để các giá trị cao của chỉ số tương ứng với những giá trị mong muốn hơn.

Khi diễn giải kết quả của phân tích hồi quy, cần nhận thức được các hạn chế của nó. Một hạn chế lớn là hệ số hồi quy ước tính vẫn dễ có khả năng thiên lệch do

các tham số cá nhân, hộ gia đình và thôn bản không được quan sát. Chẳng hạn mối liên hệ đáng kể giữa một chỉ số sức khỏe nhất định và mức học vấn của phụ nữ không nhất thiết ám chỉ mối quan hệ nhân quả, ví dụ như một chính sách nâng cao trình độ học vấn của phụ nữ, kể cả thành công, thì cũng mang lại kết quả ước tính giống như trường hợp này. Mặc dù trình độ học vấn của bà mẹ/phụ nữ rõ ràng là một tham số "biết trước" trong trường hợp các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em, trình độ học vấn của người phụ nữ vẫn có thể bị quyết định bởi các yếu tố bất biến thời gian không được quan sát (chẳng hạn như đặc điểm di truyền hay ưu tiên cá nhân), là những tố này có tác động trực tiếp đến các chỉ số sức khỏe của bà mẹ và trẻ em. Nói cách khác, trình độ giáo dục (cũng như thu nhập hộ gia đình và ngay cả tôn giáo) đều có thể là các tham số "nội sinh".

## Phân tích chỉ số bất bình đẳng

Phân tích CI, theo quy trình được mô tả trong tài liệu của O'Donnel và các đồng nghiệp (2007) là bước cuối cùng trong phân tích. Phân tích này cho ta biết yếu tố nào có vai trò nhiều nhất gây ra bất bình đẳng quan sát được trong một chỉ số sức khỏe nhất định. Vai trò của một nhân tố nhất định trong mức độ bất bình đẳng quan sát được (chẳng hạn, học vấn của người phụ nữ) phụ thuộc vào kết quả của mức độ co giãn ước tính đối với chỉ số sức khỏe tại trung vị mẫu<sup>14</sup> và CI của bản thân nhân tố đó (có nghĩa là CI của học vấn phụ nữ trong ví dụ trên).<sup>15</sup> Hơn nữa, khi diễn giải kết quả phân tích CI cần nhận thức được rằng các kết quả này không nhất thiết thể hiện quan hệ nhân quả (do một số hệ số ước tính trong phân tích hồi quy có thể bị thiên lệch như đã bàn ở trên). Ngoài ra, vai trò ước tính của các yếu tố cá thể đối với mức độ bất bình đẳng quan sát được không ảnh hưởng trực tiếp tới ý nghĩa thống kê, có nghĩa là những nhân tố có ý nghĩa thống kê trong phân tích hồi quy đóng vai trò ước tính lớn trong CI nếu độ co giãn ước tính và/hoặc CI có cường độ tương đối lớn.

<sup>12</sup> Quy trình tiến hành phân tích tuyến xã có trong hướng dẫn của NHTG.

<sup>13</sup> Trong một số khảo sát hộ gia đình (ĐTMSVN năm 1992/93 và MICSIII năm 2006), phiếu điều tra các xã chỉ được phát cho các xã nông thôn.

<sup>14</sup> Biên độ dao động ước tính giá trị trung bình mẫu nghiên cứu bằng với kết quả của hệ số ước tính trong mô hình hồi quy tuyến tính và tỷ lệ giá trị trung bình các yếu tố với giá trị trung bình kết quả y tế.

<sup>15</sup> Để phục vụ cho việc phân tích, giá trị âm của chỉ số các đặc điểm có được qua phép phân tích thành phần cơ bản được biến đổi loại bỏ nhằm tránh làm việc với các chỉ số tập trung vượt quá giới hạn thông thường -1 và +1 (có nghĩa là lấy chỉ số trừ đi giá trị âm thấp nhất)

# NGUỒN SỐ LIỆU

## Số liệu điều tra hộ gia đình

Ở Việt Nam có tương đối nhiều điều tra hộ gia đình, phần lớn được thực hiện trong 15 năm qua trong đó nhiều khảo sát có số liệu về y tế. Các điều tra hộ gia đình có số liệu về y tế gồm:

- Điều tra mức sống Việt Nam năm 1992/93 (ĐTMSVN 1992/93)
- Điều tra mức sống Việt Nam năm 1997/98 (ĐTMSVN 1997/98)
- Điều tra nhân khẩu và y tế 1997 (ĐTINKYT 1997)
- Điều tra nhân khẩu và y tế 2002 (ĐTINKYT 2002)
- Điều tra cụm đa chỉ số II năm 2000 (MICS II 2000)
- Điều tra cụm đa chỉ số III năm 2006 (MICS III 2006)
- Điều tra Thực trạng Phụ nữ và Trẻ em ở 10 huyện năm 2001 (KS10H 2001)
- Điều tra Y tế Quốc gia Việt Nam 2001/02 (ĐTQTQG 2001/02)
- Điều tra Y tế Thế giới 2002 (WHS 2002)
- Điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam 2002 (ĐTMSHGĐ 2002)
- Điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2004 (ĐTMSHGĐ 2004)
- Điều tra mức sống hộ gia đình Việt Nam năm 2006 (ĐTMSHGĐ 2006)

Trong một số trường hợp, các khảo sát tương tự có số liệu y tế được lập lại theo định kỳ (ví dụ ĐTMSVN, ĐTMSHGĐ, ĐTINKYT và điều tra MICS), đồng thời một số khảo sát cũng cung cấp số liệu bảng (chiều dọc - trình bày ở phần dưới). Một vài khảo sát cung cấp số liệu về một loạt các tham số y tế và tham số khác phù hợp với phân tích thực trạng này. Tuy nhiên, không phải tất cả các điều tra đều có cùng loại tham số, cũng như đặc trưng của mẫu nghiên cứu cũng khiến một số điều tra có nhiều giá trị hữu ích hơn một số kết quả điều tra khác cho phân tích thực trạng này. Các điều tra được nghiên

cứu trong Phụ lục 2, tập trung vào các nội dung sau của từng điều tra:

- Mẫu nghiên cứu
- Thông tin về chỉ số sức khỏe thiết yếu
- Tính sẵn có của các chỉ số mức sống
- Thông tin về mức sử dụng dịch vụ y tế dự phòng
- Thông tin về mức sử dụng dịch vụ khám chữa bệnh
- Thông tin hỗ trợ phân tích hồi quy

Các kết quả đánh giá chính được tổng hợp dưới đây (độc giả cần thêm thông tin chi tiết mời xem Phụ lục 2)

## Đặc trưng mẫu nghiên cứu

Cỡ mẫu đóng vai trò quan trọng vì phân tích thực trạng này tập trung vào bà mẹ (phụ nữ trong độ tuổi sinh đẻ 15-49 và trong một số trường hợp phụ nữ mới sinh con) và trẻ em (trong hầu hết các phân tích là trẻ em dưới 5 tuổi tuy trong một số trường hợp cũng sử dụng nhóm tuổi trẻ em hẹp hơn). Do các đối tượng này có thể là tiểu mẫu trong mẫu tổng nên để bảo đảm độ tin cậy trong phân tích về bình đẳng y tế cần có cỡ mẫu tương đối lớn. Một số điều tra có cỡ mẫu quá nhỏ và/hoặc quá hẹp về độ phủ địa lý khó có thể hữu ích cho phân tích công bằng y tế có ý nghĩa (ví dụ, ĐT 10 huyện 2001 có độ phủ địa lý khá hạn hẹp, trong đó đơn vị mẫu cơ bản (xã) được chỉ định từ 10 huyện chỉ định).

Ngoài cỡ mẫu còn cần xem xét xem các mẫu này có kèm theo số liệu bảng (số liệu bổ dọc) hay không. Một số điều tra có số liệu bảng ĐTMSVN năm 1993 và 1998, ĐTMSHGĐ năm 2002, 2004 và 2006. Ngoài ra, các Điều tra MICS II 2000 và MICS III 2006 cũng được tiến hành ở cùng xã (mặc dù các cụm và hộ gia đình trong các xã chọn mẫu được chọn ngẫu nhiên).

## Thông tin về chỉ số sức khỏe thiết yếu

Phân tích thực trạng này tập trung vào tử vong bà mẹ và trẻ em và các chỉ số sức khỏe có liên quan mật thiết. Do vậy cần xem xét các loại hình thông tin sẵn có về các chỉ số sức khỏe thiết yếu như tử vong bà mẹ và trẻ em, tỉ lệ bệnh tật, tình trạng dinh dưỡng và mức sinh. Về tử vong ở trẻ, số liệu lịch sử đầy đủ về số sinh có sẵn trong ĐTMSVN 1993 và 1998, ĐTNKYT 1997 và 2002 và WHS 2002. Số liệu về số ca sinh thành công và số trẻ sống cũng sẵn có trong điều tra MICS II 2000, MICS III 2006, KS10H 2001, trong khi ĐTYTVN 2001/02 cung cấp số liệu về toàn bộ số tử vong ở các hộ gia đình trong ba năm qua. Tuy nhiên trong các ĐTMSHGĐ 2002, 2004 hoặc 2006 đều không có số liệu về tử vong sơ sinh và trẻ em.

Số liệu trực tiếp về tử vong bà mẹ chỉ có ở ĐTYTVN 2001/2002. Khảo sát này thu thập số liệu về tử vong và nguyên nhân tử vong của thành viên hộ gia đình bất kỳ trong 3 năm trước. Tuy vậy, mặc dù ĐTYTVN 2001/02 có số lượng mẫu nghiên cứu lớn nhất trong số các khảo sát được nghiên cứu (36.000 hộ) thì cũng chỉ có 7 ca tử vong bà mẹ được ghi nhận. Số liệu về tử vong của anh chị em ruột cũng được thu thập trong các Điều tra MICS II 2000, MICS III 2006 và WHS 2002.

ĐTMSVN 1992/93, 1997/98 và ĐTYTVN 2001/02 thu thập số liệu nhân trắc học (chiều cao, trọng lượng) của hầu hết thành viên hộ gia đình, kể cả trẻ em và phụ nữ. Ngoài ra Điều tra MICS II 2000 cũng thu thập số liệu nhân trắc học của trẻ em dưới 5 tuổi. Mặc dù ĐTMSHGĐ 2006 không thu thập số liệu nhân trắc học nhưng Viện Dinh dưỡng Quốc gia đã tiến hành thu thập số liệu nhân trắc học của trẻ dưới 5 tuổi ở các hộ gia đình thuộc mẫu nghiên cứu trong ĐTMSHGĐ 2006 và bộ số liệu này có thể được sử dụng để phân tích mức độ bất bình đẳng về dinh dưỡng trẻ em.

Hầu hết các điều tra hộ gia đình đều thu thập số liệu về bệnh tật nào đó, thường là thông tin về ốm đau và thương tích trong 4 tuần trước. Một ngoại lệ là ĐTMSHGĐ 2002 không thu thập số liệu gì về tỉ lệ bệnh

tật. ĐTNKYT 1997 và 2002, Điều tra MICS II 2000 và MICS III 2006 có thu thập số liệu về bệnh tật nhưng chỉ ở trẻ dưới 5 tuổi trong 2 tuần trước (giới hạn ở các bệnh tiêu chảy, ho, sốt).

## Tính sẵn có của các chỉ số mức sống

Một số điều tra hộ gia đình có số liệu về y tế cũng cho số liệu về chỉ số mức sống trực tiếp như thu nhập, tiêu dùng và giá trị tài sản ròng của hộ gia đình (gồm ĐTMSVN 1993 và 1998; ĐTMSHGĐ 2002, 2004 và 2006). Các ĐTNKYT 1997, 2000 hoặc MICS II 2000, MICS III 2006 đều không có chỉ số mức sống trực tiếp. Tuy nhiên, những khảo sát này cũng thu thập ít nhất một vài số liệu về sở hữu các sản phẩm tiêu dùng lâu bền của hộ gia đình cũng như các đặc trưng về nhà ở, nhờ đó cho phép tính "chỉ số giàu nghèo". Ngoài ra, hầu hết các khảo sát cũng thu thập số liệu về các yếu tố tương quan với thu nhập hộ gia đình nên có thể thực hiện các tính toán gián tiếp về LSM như đã làm trong các phân tích ĐTYTVN 2002.<sup>16</sup>

## Thông tin về y tế dự phòng

Giữa các điều tra hộ gia đình có số liệu y tế có sự khác biệt đáng kể về độ phủ y tế dự phòng. Số liệu toàn diện nhất về y tế dự phòng có trong các điều tra MICS II 2000, MICS III 2006, ĐTYTVN 2001/02, tiếp theo là các ĐTMSVN 1992/93, 1997/98, ĐTNKYT 1997, 2002, KS10H 2001 và WHS 2002. Đáng tiếc là trong các ĐTMSHGĐ 2002, 2004 hay 2006 đều không có số liệu về y tế dự phòng. Hầu hết các điều tra có số liệu bất kỳ về y tế dự phòng đều ít nhất cung cấp các số liệu nào đó về khám thai, sản hộ sinh, bú mẹ, ăn dặm và tiêm chủng đối với trẻ mới sinh, cũng như thông tin mức sử dụng hiện tại các biện pháp kế hoạch hoá gia đình. Ngược lại, thông tin về chăm sóc sơ sinh chỉ giới hạn ở cân nặng của trẻ lúc sinh và (trong một số điều tra) sự chậm trễ trong việc cho con bú, trong khi thông tin về bổ sung dinh dưỡng chỉ giới hạn ở bổ sung vitamin A (thường là đối với trẻ mới sinh mặc dù trong một số khảo sát cũng có cả phụ nữ có thai). Chỉ có ĐTYTVN 2001/02 là thu thập số liệu về chăm sóc hậu sản (bà mẹ có đi khám hậu sản trong vòng 42 ngày sau khi

<sup>16</sup> Xem Sarah Bales, "Tài liệu kỹ thuật cho Khảo sát y tế quốc gia Việt Nam năm 2001-2002", Văn phòng tư vấn quốc tế Thụy Điển về thống kê SCB, Hà nội, 9/2003

sinh không), trong khi các ĐTYTVN 2001/02, WHS 2002 và MICS III 2006 có thu thập số liệu về cung ứng và sử dụng màn trong phòng chống sốt rét.

## Thông tin về khám chữa bệnh

Hầu hết các điều tra đều thu thập thông tin về sử dụng dịch vụ khám chữa bệnh cho cả trẻ dưới 5 tuổi và phụ nữ độ tuổi 15-49. Tuy nhiên, một vài điều tra chỉ thu thập số liệu về khám chữa bệnh ở trẻ dưới 5 tuổi liên quan đến các bệnh như tiêu chảy, ho, sốt (ĐTNKYT 1997 và 2002, MICS II 2000 và MICS III 2006). Số liệu về khám chữa ngoại trú thu thập được trong ĐTM SHGD 2002 và 2004 có lẽ còn tính thiếu rất nhiều. Một số điều tra cũng thu thập số liệu về chi phí tự chi trả trong khám chữa bệnh. Số liệu cụ thể nhất được thu thập trong ĐTYTVN 2001/2002, tiếp đến là ĐTM SHGD 2006. Tuy nhiên, các ĐTNKYT 1997, 2002 hay MICS II 2000, MICS III 2006 đều không có số liệu về chi tiêu còn số liệu về chi phí tự chi trả được thu thập trong KS10H 2001 chỉ cho biết mức chi tiêu gộp của hộ gia đình (có nghĩa là không có số liệu cho từng thành viên trong hộ gia đình).

## Thông tin hỗ trợ phân tích hồi quy

Hầu hết các điều tra (từ WHS 2002) đều thu thập số liệu nào đó về cộng đồng (thường là thông tin về đặc trưng của xã nghiên cứu mẫu, như khoảng cách và/hoặc thời gian cần để đi tới cơ sở y tế gần nhất), đồng thời một số điều tra cũng thu thập số liệu trực tiếp từ các cơ sở y tế (ĐTM SVN 1998, ĐTNKYT 1997 và 2002, ĐTYTVN 2002 và ĐTM SHGD 2006). Ngoài ra, một số điều tra còn thu thập số liệu về mức độ phổ cập bảo hiểm y tế (ĐTM SVN 1998, ĐTYTVN 2002, WHS 2002, ĐTM SHGD 2004 và 2006). Phần lớn các điều tra cũng thu thập số liệu về một loạt các đặc trưng về các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ sơ sinh/trẻ em cũng như mức sử dụng dịch vụ y tế dự phòng ở bà mẹ và trẻ em. Tuy nhiên, điều tra MICS II 2000 và MICS III 2006, cũng như KHNKYT 1997 và 2002 chỉ thu thập được rất ít thông tin loại này.

## Thông tin hỗ trợ phân tích hồi quy

Điều tra MICS III 2006 là điều tra cung cấp số liệu cập nhật nhất về một loạt các chỉ số sức khỏe về trẻ sơ sinh/trẻ em và bà mẹ cũng như các dịch vụ y tế dự phòng liên quan. Nhược điểm lớn nhất của điều tra này không có các chỉ số mức sống trực tiếp, số liệu về bệnh tật và khám chữa bệnh còn hạn chế, thiếu số liệu về tình trạng dinh dưỡng (số liệu nhân trắc học). Tuy nhiên, điều tra MICS III cũng có nhiều tham số hỗ trợ cho việc tính toán các chỉ số mức sống gián tiếp như chỉ số giàu nghèo hay các mức ước tính gián tiếp tiêu dùng bình quân đầu người hộ gia đình (thông tin chính còn thiếu liên quan đến việc làm và nghề nghiệp). Các chỉ số mức sống gián tiếp này có thể tính toán (và kiểm chứng) bằng cách sử dụng các chỉ số mức sống trực tiếp có trong ĐTM SHGD 2006, là điều tra có nhiều số liệu về tỉ lệ bệnh tật, mức sử dụng dịch vụ khám chữa bệnh và các số liệu nhân trắc học được Viện Dinh dưỡng quốc gia thu thập riêng. Như vậy, các điều tra MICS III 2006 và ĐTM SHGD 2006 kết hợp lại sẽ cho một nguồn tổng hợp các số liệu hiện tại để sử dụng trong phân tích thực trạng này.

Để tính toán các xu hướng qua các giai đoạn về bất bình đẳng trong tử vong bà mẹ, trẻ em và các chỉ số sức khỏe liên quan, các số liệu của ĐTM SVN 1992/93 được sử dụng để sớm tính toán mức độ bất bình đẳng trong tử vong trẻ em, bà mẹ và tình trạng dinh dưỡng bà mẹ và trẻ em, tỉ lệ bệnh tật ở bà mẹ và trẻ em, khám thai, chăm sóc sản hộ sinh, tiêm chủng và kế hoạch hoá gia đình.<sup>17</sup>

## Số liệu hành chính

Ở Việt Nam cũng có thể thực hiện phân tích về bình đẳng y tế ở tuyến tỉnh với một loạt các số liệu hành chính được thu thập định kỳ. Nguồn chính của các thông tin này là từ Hệ thống Thông tin Y tế (HTTTYT) của Bộ Y tế (BYT).<sup>18</sup> Phần nhiều các thông tin này được công bố hàng năm trong Niên giám Thống kê Y tế của

<sup>17</sup> Các khảo sát khác được thực hiện từ 1992/93 đến 2006 cũng cho các số liệu tương tự. Tuy nhiên, do thời gian có hạn nên không phân tích được các bộ số liệu này.

<sup>18</sup> Để biết chi tiết về HTTTYT của BYT, mời xem Thẩm định và Đánh giá Hệ thống Thông tin Y tế Việt Nam, Vụ Kế hoạch Tài chính, Bộ Y tế, Hà Nội (12/2006).

BYT, trong đó có bổ sung thêm số liệu từ các nguồn khác như Bộ Tài chính (BTC) và Tổng cục Thống kê (TCTK). Vấn đề chính đối với các số liệu hành chính được thu thập định kỳ này là tính chính xác và độ bao phủ. Tính chính xác có thể bị ảnh hưởng do nhiều cán bộ y tế không có đủ thời gian và động lực để đảm bảo chắc chắn rằng các số liệu họ thống kê là đầy đủ và chính xác và trong một số trường hợp, số liệu còn bị báo cáo sai lệch về mức cung ứng dịch vụ. Độ bao phủ trong một số trường hợp còn chưa đầy đủ do các tỉnh phải báo cáo lên BYT trước khi nhận được báo cáo từ tất cả các huyện trong tỉnh (tương tự như vậy, các huyện cũng phải báo cáo lên tỉnh trước khi nhận được báo cáo đầy đủ từ các xã). Độ bao phủ còn chưa đầy đủ

vì nhiều dịch vụ y tế do khu vực y tế tư nhân cung cấp và do vậy không được đưa vào trong HTTYT.

Phân tích về bình đẳng y tế ở tuyến tỉnh cũng đòi hỏi phải có các chỉ số mức sống tuyến tỉnh. Tuy có các số liệu ước tính hàng năm về GDP trên đầu người ở tuyến tỉnh tính cố định bằng Việt Nam Đồng nhưng vẫn có sự khác biệt lớn giữa GDP bình quân đầu người và thu nhập bình quân hộ gia đình ở một số tỉnh (chẳng hạn như ở Bà Rịa Vũng Tàu, tỉnh sản xuất dầu lửa chính). Do vậy, cần điều chỉnh ước tính GDP bình quân đầu người hàng năm tuyến tỉnh theo ước tính thu nhập trung vị hộ gia đình theo đầu người năm 2002 lấy từ ĐTMSHGĐ 2002, là khảo sát có quy mô khá lớn.<sup>19</sup>

<sup>19</sup> Mặc dù số liệu về thu nhập và tiêu thu hộ gia đình được thu thập ở 30.0000 mẫu nghiên cứu hộ gia đình trong KSMSHGĐ năm 2002, số liệu về thu nhập được thu thập ở thêm 45.000 hộ gia đình (tổng số là 75.0000 hộ). Mẫu nghiên cứu này đủ lớn để đưa ra ước tính đáng tin cậy về thu nhập hộ gia đình ở các tỉnh năm 2002.

## PHẦN 4

# BẤT BÌNH ĐẲNG TRONG CÁC CHỈ SỐ SỨC KHOẺ THIẾT YẾU

Trong phần này của phân tích thực trạng, chúng tôi sẽ tính toán và phân tích mức độ bất bình đẳng trong tử vong bà mẹ và trẻ em, tỉ lệ bệnh tật ở trẻ, tình trạng dinh dưỡng trẻ em và mức sinh. Phần thảo luận sau đây sẽ tóm tắt các kết quả chính của một phân tích chi tiết hơn được trình trong Phụ lục 3 (về ĐTMSVN 1992/93), Phụ lục 4 (về Điều tra MICS III 2006) và Phụ lục 6 (về ĐTMŠHGĐ 2006). Ngoài các chỉ số sức khỏe thiết yếu được thảo luận dưới đây, chúng tôi cũng sẽ phân tích thêm về tỉ lệ bệnh tật ở phụ nữ độ tuổi 15-49 trong Phụ lục 3 (nhưng sẽ không thảo luận vấn đề này ở đây vì chỉ số này qua quan sát chỉ thể hiện mức độ bất bình đẳng rất thấp).

## Tử vong trẻ em

Mặc dù tử vong trẻ sơ sinh và trẻ em không hiếm như tử vong bà mẹ nhưng vẫn cần có các điều tra hộ gia đình với quy mô ngày càng lớn để có được số liệu đáng tin cậy về tử vong trẻ em dưới 5 tuổi ở Việt Nam vì hai lý do. Thứ nhất, số lần sinh của một phụ nữ trong độ tuổi sinh đẻ (15-49) đã giảm mạnh trong hai thập kỷ qua khi Việt Nam đạt mức sinh đẻ thay thế (TFR hiện nay là 2,1). Thứ hai, tử vong trẻ sơ sinh và trẻ em thậm chí còn giảm nhanh hơn trong cùng kỳ. Thực trạng này dẫn đến hai tác động đến việc phân tích về bình đẳng y tế dựa trên số liệu điều tra hộ gia đình. Thứ nhất, ngoại trừ các điều tra có quy mô rất lớn thì việc chia nhỏ các phân tích theo độ tuổi tại thời điểm tử vong là không thực tế, chẳng hạn như trong vòng một năm trước. Thay vào đó, phân tích dưới đây sẽ tập trung vào tử vong ở trẻ dưới 5 tuổi trong thời kỳ 10 năm hoặc vào tỷ lệ tử vong của trẻ ở độ tuổi bất kỳ so với số trẻ sinh thành (mặc dù các phân tích các số liệu gián tiếp tuyến tính về tử vong trẻ sơ sinh trong 12 tháng trước dựa trên các điều tra dân số lớn do Tổng

cục Thống kê tiến hành cũng được thực hiện). Thứ hai, ngay cả khi sử dụng các khoảng thời gian nghiên cứu dài hơn thì tính toán về mức độ (và ngay cả bản chất định tính) bất bình đẳng trong mức phân bố tử vong trẻ em cũng rất không ổn định xét về chỉ số mức sống đã từng được sử dụng để xếp hạng hộ gia đình.

## Các ước tính trước đây

Các số liệu ước tính trước đây về tử vong trẻ em được lấy từ ĐTMSVN 1992/93, trong đó thu thập số liệu sinh đẻ đầy đủ của 6059 phụ nữ độ tuổi 15-49 từ 4.800 hộ gia đình mẫu, trong đó có 2.987 người khai đã ít nhất sinh con một lần.

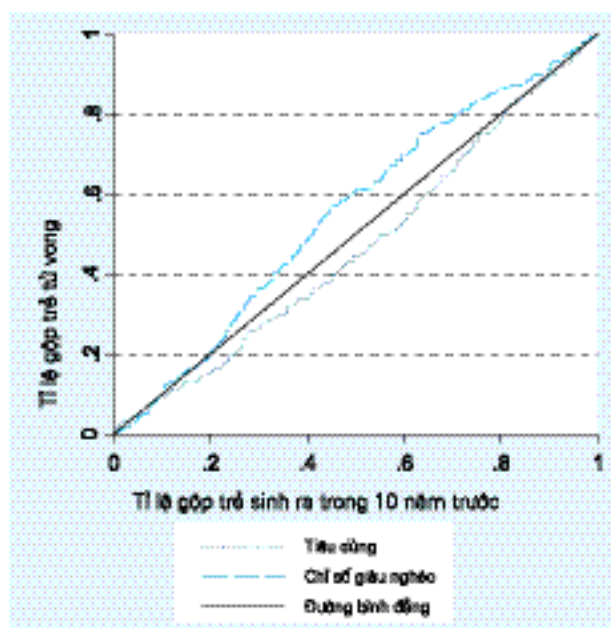
### *Ước tính mức độ bất bình đẳng*

Biểu đồ 2 trình bày đường cong bất bình đẳng về số lượng trẻ được sinh ra trong giai đoạn 10 năm từ 1982/83-1992/93 đã chết trước khi lên 5 tuổi, bằng cách so sánh với hai chỉ số mức sống thay thế lẫn nhau được sử dụng rộng rãi (LSM) là mức tiêu dùng bình quân đầu người và chỉ số giàu nghèo được tính trực tiếp. Đường cong bất bình đẳng này cho thấy trong trường hợp này, việc lựa chọn LSM nào tạo sẽ ra sự khác biệt lớn. Sử dụng mức tiêu dùng đầu người làm LSM cho kết quả là một đường cong bất bình đẳng nằm dưới đường bình đẳng 45o (đường đối xứng) từ khoảng phân vị thứ 10 đến thứ 80 về số sinh hoặc nằm trùng hay gần đường bình đẳng. Trong trường hợp này tồn tại mức độ bất bình đẳng thấp trong tử vong trẻ dưới 5 bất lợi cho trẻ có thu nhập trung bình (chỉ số bất bình đẳng (CI) = + 0,063). Tuy nhiên, nếu chỉ số giàu nghèo được sử dụng làm LSM thì đường cong bất bình đẳng sẽ nằm trên đường bình đẳng từ phân vị thứ 20 đến 90 của số sinh, trong trường hợp này có lợi cho trẻ có thu nhập trung bình (CI = -0,103).<sup>20</sup>

<sup>20</sup> Tính không ổn định trong ước tính bất bình đẳng trong tử vong ở trẻ có thể do thực tế tử vong ở trẻ là sự kiện tương đối hiếm. Do vậy, thay đổi về sắp xếp thứ hạng hộ gia đình có thể ảnh hưởng đáng kể đến Ước tính mức độ bất bình đẳng.

Mức chênh lệch trong CI giữa các LSM có ý nghĩa thống kê ở mức 0,05.<sup>21</sup> Đáng tiếc là không có cơ sở vững chắc để xác định bộ số liệu ước tính nào đáng tin cậy hơn.

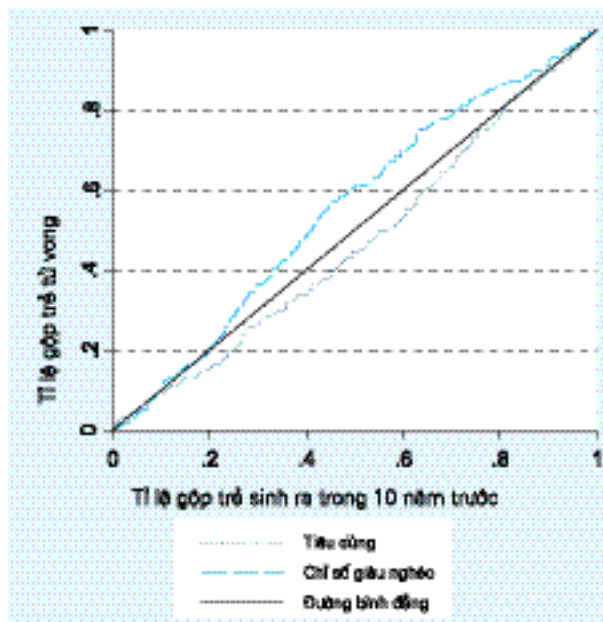
**Biểu đồ 2.** Các đường cong bất bình đẳng về tử vong ở trẻ dưới 5 tuổi trong số trẻ sinh ra trong 10 năm trước (1982/83-1992/93) ở phụ nữ độ tuổi 15-49 tương ứng với 2 LSM, ĐTMSVN 1992/1993



**Nguồn** 1992/93 VLSS

Vì mục đích so sánh và do điều tra MICS không thu thập số liệu tiền sử sinh đầy đủ mà chỉ thu thập số cộng dồn của trẻ đẻ sinh thành (CEB) và tổng số trẻ chết ở độ tuổi bất kỳ của phụ nữ độ tuổi 15-49 nên chúng tôi cũng trình bày các đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ CEB tử vong ở tuổi nào bất kỳ (Biểu đồ 3). Các đường cong bất bình đẳng này được thể hiện bằng cách tính gia quyền trên mẫu phụ nữ theo số lượng CEB. Các đường cong này cũng cho thấy việc lựa chọn LSM nào có vai trò quan trọng, có nghĩa là chỉ có rất ít sự bất bình đẳng về tử vong trẻ em nếu mức tiêu dùng đầu người được sử dụng làm LSM (CI = +0,010), trong khi sẽ có mức bất bình đẳng đáng kể có lợi cho trẻ giàu nếu chỉ số giàu nghèo được sử dụng làm LSM (CI = -0,151). Chênh lệch giữa hai CI cũng có ý nghĩa thống kê trong trường hợp này.

**Biểu đồ 3.** Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ trẻ sinh ra tử vong ở độ tuổi bất kỳ của phụ nữ trong độ tuổi 15-49 đã sinh con ít nhất một lần tương ứng với các LSM khác nhau, ĐTMSVN C1992/93



**Nguồn** 1992/93 VLSS

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để chỉ ra các nhân tố liên quan đến tử vong trẻ em tại Việt Nam trong thời kỳ này. Chúng tôi chọn trọng tâm trong phân tích hồi quy là tỷ lệ trẻ em sinh ra đã tử vong ở lứa tuổi bất kỳ để lấy kết quả so sánh với những kết quả đã có bằng cách sử dụng số liệu của Điều tra MICS III 2006. Hai bộ số liệu mẫu thay thế được sử dụng trong phân tích hồi quy là: một gồm các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của phụ nữ (chỉ số chiều cao và trọng lượng cơ thể (BMI)), và một không bao gồm các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của phụ nữ (vì các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng ở người lớn không có trong Điều tra MICS). Các tham số giải trình khác trong mô hình này là độ tuổi của phụ nữ, cấp học cao nhất mà người phụ nữ hoàn thành, cấp học cao nhất mà thành viên bất kỳ từ 15 tuổi trở lên trong hộ gia đình hoàn thành, một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ gia đình là người dân tộc Kinh hay Hoa, một LSM (chỉ số giàu nghèo hay mức tiêu dùng đầu người được tính toán trực tiếp) và các tham

<sup>21</sup> Có ý nghĩa thống kê có nghĩa là có ý nghĩa ở mức 0,05 ở trong báo cáo này

số mô phỏng tuyến xã để xác định hiệu ứng cố định ở tuyến xã hoặc tuyến trên<sup>22</sup>. Hai mô hình thống kê thay thế được sử dụng là một mô hình hồi quy tuyến tính với tỷ lệ CEB đã tử vong làm tham số phía bên trái, sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính OLS và số lượng gộp các lần sinh của từng phụ nữ làm số gia quyền tần suất (ĐTMSVN 1992/93 có mẫu tự gia quyền) và một mô hình logit theo nhóm dùng số trẻ tử vong ở lứa tuổi bất kỳ làm số "hồi đáp dương" và CEB làm "tổng mẫu". Tổng cộng có 8 mô hình được tính toán (2 bộ số liệu mẫu thay thế, hai LSM thay thế và hai mô hình thống kê thay thế).

Kết quả cho thấy rằng tỷ lệ tử vong liên quan đáng kể đến độ tuổi của phụ nữ (dương) ở tất cả các mô hình, đúng như dự tính (do chỉ độ tuổi của phụ nữ thay thế cho phơi nhiễm nguy cơ tử vong ở trẻ), chiều cao của người phụ nữ (âm, nhưng chỉ ở mức 0,10 ở 3 trên 4 mô hình có tham số này), cấp học cao nhất thành viên bất kỳ trong gia đình đã hoàn thành (âm) trong tất cả các mô hình, dân tộc Kinh hay người Hoa (âm, nhưng chỉ đúng trong mô hình hồi quy tuyến tính và chỉ ở mức 0,10), và trình độ học vấn của chính người phụ nữ (nhưng chỉ có trong mô hình logit theo nhóm dùng mức tiêu dùng đầu người làm LSM và chỉ trong bộ số liệu không bao gồm các chỉ số về tình hình dinh dưỡng của người phụ nữ). Điều bất ngờ là trình độ học vấn của bản thân người phụ nữ chỉ có ý nghĩa thống kê trong một trên tám mô hình được tính toán, trong khi cấp học cao nhất người lớn bất kỳ trong hộ gia đình hoàn thành lại có ý nghĩa ở cả 8 mô hình. Điều này cho thấy ở Việt Nam, những phân tích tử vong trẻ em chỉ tính đến trình độ học vấn của bà mẹ có thể cho kết quả sai lệch.<sup>23</sup> Một kết quả bất ngờ khác là không có LSM nào có giá trị thống kê ngay cả ở mức 0,10 trong bất kỳ mô hình nào trong số 8 mô hình được tính toán.

#### *Phân tích bất bình đẳng trong mức tử vong trẻ em ở lứa tuổi bất kỳ*

Các mô hình hồi quy tuyến tính được tính toán không bao gồm các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của phụ nữ (so sánh với Điều tra MICS III) được sử dụng để

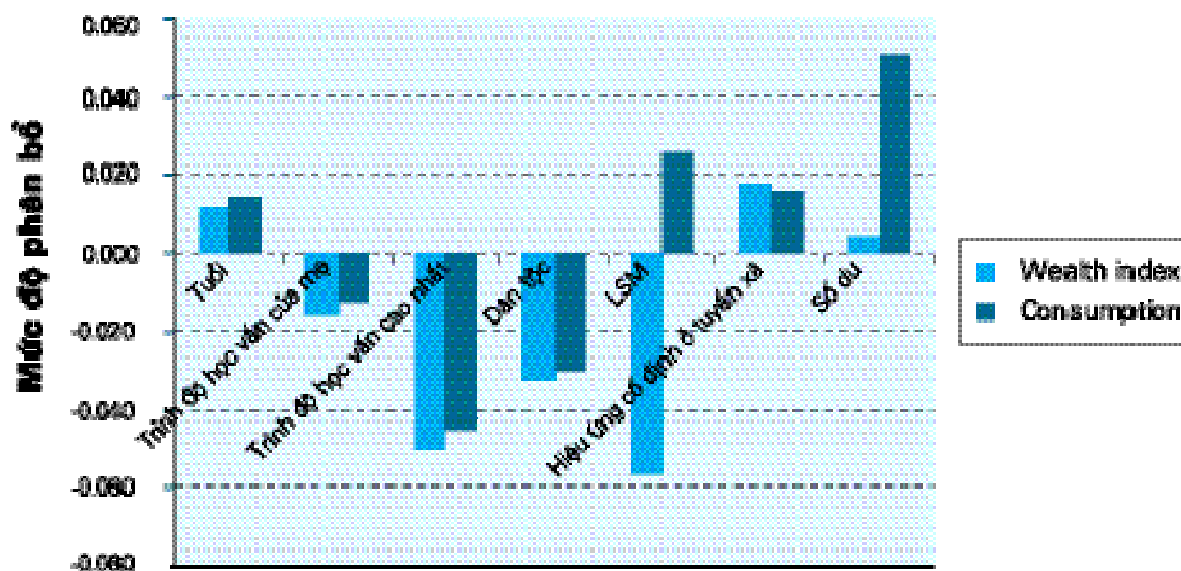
phân tích CI của tỷ lệ CEB đã tử vong ở lứa tuổi bất kỳ dựa trên 2 LSM thay thế (mức tiêu dùng đầu người được tính toán trực tiếp và chỉ số giàu nghèo). Kết quả được tổng hợp trong Biểu đồ 4, trong đó trình bày vai trò của từng tác nhân trong mức độ bất bình đẳng quan sát được. Với CI dựa trên chỉ số giàu nghèo, tỉ trọng đóng góp tuyệt đối lớn nhất (âm, do CI trong mẫu tính toán -0,120) thu được từ chỉ số giàu nghèo và cấp học cao nhất mà người lớn bất kỳ trong hộ gia đình hoàn thành, tiếp đến là dân tộc Kinh hay Hoa. Các tỉ trọng đóng góp âm này một phần bị bù lại bởi phần đóng góp dương từ các hiệu ứng cố định ở tuyến xã và độ tuổi của phụ nữ. Những kết quả này khá bất ngờ nếu tính đến kết quả phân tích hồi quy cơ sở (chẳng hạn, mức đóng góp ước tính của một tham số đối với CI không chỉ phụ thuộc vào mức độ co giãn ước tính của nó (phản ánh mức ý nghĩa thống kê) mà còn vào mức CI của chính nó). Việc phân tích CI bằng cách sử dụng mức tiêu dùng đầu người làm LSM không cho kết quả như ý, thể hiện qua mức đóng góp "còn lại" lớn ước tính được hầu như bù trừ hết cho vai trò lớn không kém của các hiệu ứng cố định ở tuyến xã. Tuy nhiên, ngoại trừ những vai trò đáng kể khác của bản thân các LSM, Biểu đồ 4 cho thấy hai cách phân tích này giống nhau.

Phân tích tuyến xã về hiệu ứng cố định ước tính từ mô hình hồi quy sử dụng cả chỉ số giàu nghèo và mức tiêu dùng đầu người làm chỉ số mức sống cũng không cung cấp được nhiều thông tin. Hai mô hình được sử dụng gồm: một mô hình áp dụng cho tất cả các xã mẫu (N=150) không sử dụng bất kỳ chỉ số nào từ phiếu điều tra xã (chỉ dùng cho các xã nông thôn) và một mô hình áp dụng cho các xã nông thôn (N=111). Các tham số giải trình trong mô hình thứ nhất (cho tất cả các xã mẫu) bao gồm mức trung vị trong mẫu tuyến xã của (1) tiêu dùng đầu người, (2) trình độ học vấn của người lớn (trung vị cấp học người từ 15 tuổi trở lên hoàn thành), (3) tỷ lệ mắc sốt rét đầu người hàng năm, (4) tỷ lệ số dân ở các hộ gia đình có chủ hộ là người Kinh hoặc người Hoa, (5) tỷ lệ trẻ dưới 10 tuổi được tiêm chủng đầy đủ (4 loại vắc xin), (6) tỷ lệ người dân sử dụng khí đốt, điện hay dầu hoả làm nhiên liệu nấu nướng chủ

<sup>22</sup> Nên áp dụng mô hình khoảng thời gian đối với số liệu từng lần sinh có sẵn trong ĐTMSVN năm 1992/93; tuy vậy cách phân tích này không thực hiện được với số liệu ở MICS.

<sup>23</sup> Nếu cấp học cao nhất mà thành viên bất kỳ trên 15 tuổi trong gia đình hoàn thành được tính theo kiểu này (hồi quy không được báo cáo), hệ số ước tính trình độ giáo dục người mẹ trở nên có ý nghĩa trong cả 4 kiểu.

**Biểu đồ 4.** Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM = chỉ số giàu nghèo và tiêu dùng trực tiếp) của tỷ lệ trẻ sinh ra (CEB) đã tử vong ở độ tuổi bất kỳ, ĐTMSVN 1992/93



**Nguồn:** Phụ lục 3, Bảng 4 và 5

yếu, các chỉ số ở tuyến xã về (7) cung ứng nước sạch và tiện nghi vệ sinh và (8) số lượng và chất lượng nhà ở, các tham số mô phỏng cho biết (9) xã thuộc khu vực thành thị hay nông thôn và (10) khu vực xã trực thuộc. Mô hình thứ hai (chỉ áp dụng cho xã nông thôn) bao gồm tất cả các tham số giải trình của mô hình thứ nhất cộng thêm (11) số lượng các đợt thiên tai trên địa bàn xã trong 5 năm qua, (12) bệnh sốt rét có phải là loại bệnh tật chính ở xã hay không, và các chỉ số ở tuyến xã về (13) mức tiếp cận dịch vụ y tế và (14) điều kiện đường xá. Toàn bộ các tham số diễn giải này chỉ chiếm từ 12% - 15% biến động trong các hiệu ứng cố định tính được ở tuyến xã. Không có tham số diễn giải nào có ý nghĩa thống kê ở mức 0,05 và tổng mức hệ số ước tính của các tham số mô phỏng của khu vực địa lý cũng không đáng kể.

## Ước tính với số liệu hiện tại Điều tra MICS III 2006

Điều tra MICS III 2006 thu thập số liệu từ 9.471 phụ nữ ở độ tuổi 15-49 ở 6.843 hộ gia đình. Trong số các phụ nữ này có 6.283 người cho biết đã sinh con ít nhất một lần. Thông tin về số con sinh thành (CEB) và số trẻ đã tử vong ở độ tuổi bất kỳ của các phụ nữ này được thu

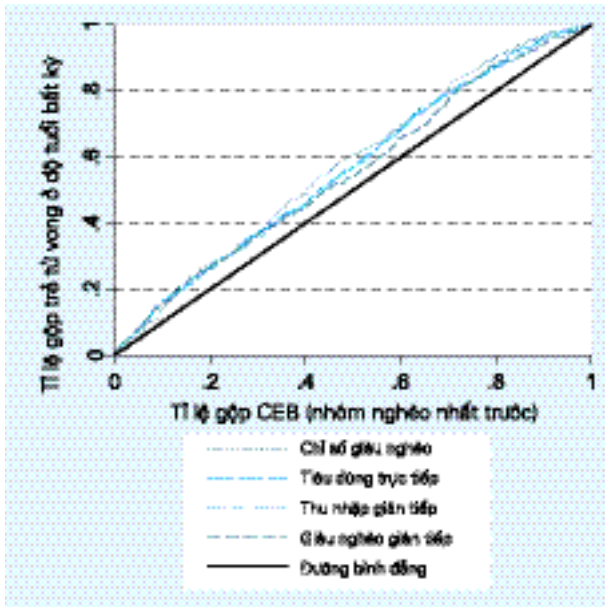
thập. Khác với ĐTMSVN 1992/93, 1997/98 và ĐTNKYT 1997 và 2002, Điều tra MICS III không thu thập số liệu về lịch sử sinh đẻ.

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 5 trình bày đường cong bất bình đẳng về số lượng CEB đã tử vong ở lứa tuổi bất kỳ sử dụng 4 LSM thay thế (tất cả đều là chỉ số gián tiếp). Tất cả các đường cong bất bình đẳng đều nằm trên đường bình đẳng 45o (đường đối xứng), cho thấy phụ nữ nghèo gặp nhiều bất lợi hơn về mức tử vong ở trẻ. Các chỉ số CI dao động từ -0,108 (dự tính theo mức giàu nghèo đầu người) đến -0,155 (chỉ số giàu nghèo). Tuy nhiên, hầu hết mức chênh lệch giữa các chỉ số CI đều không có ý nghĩa thống kê.

Chỉ số CI về tỷ lệ CEB tử vong ở lứa tuổi bất kỳ, sử dụng chỉ số giàu nghèo LSM cho kết quả gần giống với Điều tra MICS III 2006 và ĐTMSVN 1992/93 (mức tương ứng là -0,155 và -0,151). Trong tình huống này khó để lập luận rằng đã có sự thay đổi nói chung về mức độ bất bình đẳng trong tỷ lệ tử vong trẻ em trong giai đoạn 15 năm can thiệp. Tuy nhiên, bản chất của sự bất bình đẳng có thể đã thay đổi ở một mức độ nhất định. Biểu đồ 6 trình bày đường cong bất bình đẳng về

**Biểu đồ 5.** Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ trẻ sinh ra đã tử vong ở độ tuổi bất kỳ so của phụ nữ trong độ tuổi 19-45 đã sinh để ít nhất một lần, sử dụng các LSM khác nhau, Điều tra MICS III 2006



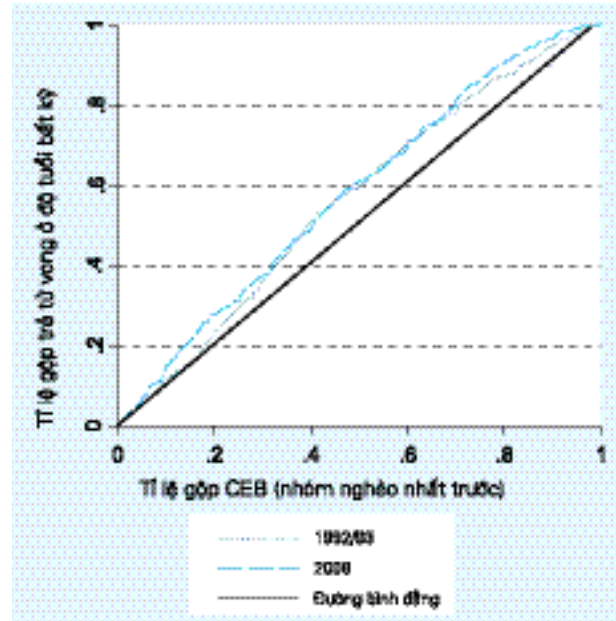
**Nguồn:** Điều tra MICS III năm 2006

tử vong trẻ em ở lứa tuổi bất kỳ trong các năm 1992/93 và 2006. Mặc dù đường cong năm 2006 không "trội hơn" đường cong năm 1992/93 nhưng vẫn cho thấy mức bất bình đẳng về tử vong trẻ em cao hơn giữa người nghèo và người giàu.

**Phân tích hồi quy**

Số liệu của Điều tra MICS III 2006 được sử dụng để ước tính các mô hình hồi quy tuyến tính nhằm xác định các nhân tố liên quan có liên hệ nhiều nhất đến tử vong trẻ em. Tham số phía bên trái là tỷ lệ CEB đã tử vong. Mẫu tính toán sử dụng là phụ nữ độ tuổi 15-49 đã ít nhất một lần sinh đẻ, đối tượng phụ nữ được tính gia quyền theo CEB. Các tham số diễn giải gồm độ tuổi của phụ nữ, bình phương tuổi phụ nữ, trình độ học vấn cao nhất đã hoàn thành, trình độ học vấn cao nhất mà thành viên hộ gia đình từ 15 tuổi trở lên đã hoàn thành, một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay người Hoa, một LSM (chỉ số giàu nghèo hoặc tiêu dùng đầu người dự tính), và các tham số mô phỏng tuyến xã để tính toán hiệu ứng cố định ở tuyến xã hoặc tuyến trên. Kết quả cho thấy tỷ lệ CEB đã tử vong ở lứa tuổi

**Figure 6.** Concentration curves for the proportion of children ever born to women ages 15-49 with at least one birth who have died at any age, using the wealth index as the LSM, 1992/93 VLSS and 2006 MICS III



**Source:** 1992/93 VLSS and 2006 MICS III

bất kỳ có liên hệ đáng kể với độ tuổi người phụ nữ (dương), trình độ học vấn cao nhất người phụ nữ hoàn thành (âm), trình độ học vấn cao nhất mà thành viên hộ gia đình tuổi từ 15 trở lên hoàn thành (âm), người Kinh hoặc Hoa (âm nhưng chỉ ở mức 0,10). Hầu hết các kết quả này đều đúng như dự tính và tương tự như các kết quả có được khi sử dụng số liệu của ĐTMSVN 1992/93. Tuy nhiên, trình độ học vấn của bản thân người phụ nữ lại cho giá trị âm và có ý nghĩa thống kê ở cả hai mô hình được tính toán với số liệu của MICS III 2006 (âm nhưng không có ý nghĩa thống kê trong cả 8 mô hình được tính toán với ĐTMSVN 1992/93). Một số yếu tố có thể được sử dụng để giải thích cho sự thay đổi này là các yếu tố tương liên không được quan sát về học vấn của người phụ nữ và cả khả năng giáo dục sức khỏe cho đối tượng phụ nữ được tăng cường trong những năm gần đây tỏ ra có hiệu quả hơn đối với những phụ nữ được học hành thêm. Một kết quả bất ngờ nhưng vẫn phù hợp với kết quả của năm 1992/93 là không có LSM nào có ý nghĩa thống kê (mặc dù cả hai hệ số tính được đều âm).

### Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng

Các mô hình hồi quy tuyến tính ước lượng được sử dụng để phân tích sâu chỉ số CI về tỷ lệ CEB đã tử vong ở lứa tuổi bất kỳ. Kết quả được tổng hợp trong Biểu đồ 7. Kết quả này nói chung là phù hợp với các phân tích năm 1992/93 trình bày trong Biểu đồ 4. Mức chênh lệch chủ yếu là vai trò tương đối lớn hơn của yếu tố học vấn của người phụ nữ và vai trò tương đối nhỏ hơn của các LSM cũng như hiệu ứng cố định ở tuyến xã. Việc các phân tích chi tiết cho kết quả giống nhau ở hai giai đoạn cho thấy mức độ bất bình đẳng có lẽ đã không thay đổi nhiều qua các thời kỳ như các CI dựa trên chỉ số giàu nghèo cho thấy.

### Số liệu tuyến tính

#### Ước tính mức độ bất bình đẳng

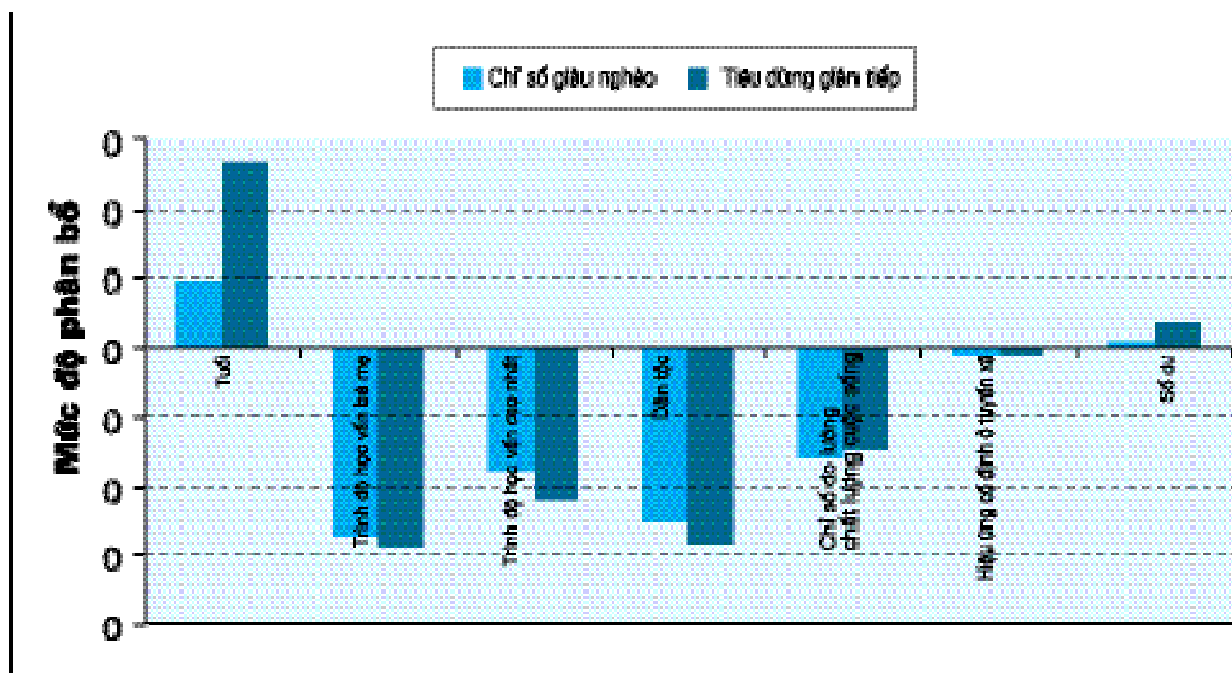
Biểu đồ 8 trình bày đường cong bất bình đẳng về ước tính gián tiếp tuyến tính tỷ lệ tử vong sơ sinh có được từ số liệu của các Khảo sát Biến động Dân số và Kế hoạch hoá Gia đình (KSDSKHH) tháng 4/2005 và tháng 4/2006. Các cuộc khảo sát này được TCTK tiến hành hàng năm kể từ năm 2001 sử dụng các mẫu quy mô rất lớn áp dụng cho nhiều loại tính toán nhân khẩu học tuyến tính. Các ước tính gián tiếp về tỷ lệ tử vong sơ

sinh tuyến tính được coi là tương đối đáng tin cậy so với các ước tính trực tiếp từ điều tra hộ gia đình (có lẽ trừ Điều tra Nhân khẩu và Y tế). Chỉ số mức sống (LSM) được sử dụng để xếp hạng các tỉnh là thu nhập trung vị đầu người hàng tháng của hộ gia đình năm 2005. Đường cong bất bình đẳng tuyến tính trong Biểu đồ 8 cho thấy mức độ bất bình đẳng bất lợi cho người nghèo cao hơn so với các ước tính điều tra hộ gia đình về tử vong trẻ em trong Biểu đồ 6 (CI ước tính cho năm 2005 và 2006 là -0,201 và -0,198, so với -0,155 trong Biểu đồ 6). Kết quả này khá bất ngờ bởi vì chỉ số bất bình đẳng giữa các tỉnh chỉ thể hiện mức độ bất bình đẳng giữa các tỉnh chứ không phải bất bình đẳng trong một tỉnh.

#### Phân tích hồi quy

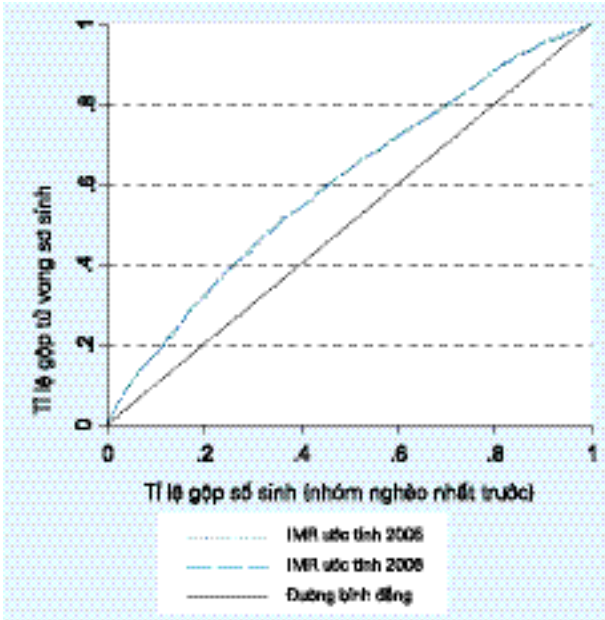
Phân tích hồi quy tuyến tính về ước tính gián tiếp tỷ lệ tử vong sơ sinh (IMR) năm 2005 và 2006 cũng được thực hiện. Các tham số phía bên phải là: thu nhập đầu người hàng tháng hộ gia đình năm 2005, trung vị cấp học người trong độ tuổi 20-29 hoàn thành năm 2006 (lấy từ KSDSKHH 2006), tỷ lệ dân tộc thiểu số trong tổng dân số năm 1999 (lấy từ Tổng điều tra dân số 1999), tỷ lệ mắc sốt rét hàng năm trên 100.000 dân năm 2005 (lấy từ Hệ thống Thông tin Y tế, BYT), mật độ dân số năm 2005 (dựa trên dự báo dân số của

**Biểu đồ 7.** Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM = chỉ số giàu nghèo và tiêu dùng gián tiếp) đối với tỷ lệ trẻ chết ở độ tuổi bất kỳ, Điều tra MICS III 2006



**Nguồn:** Phụ lục 5, Bảng 2 và 3

**FBiểu đồ 8.** Đường cong bất bình đẳng (LSM= thu nhập trung vị đầu người hàng tháng của hộ gia đình năm 2005) về tử vong sơ sinh ở 64 tỉnh thành, năm 2004/05 và 2005/06



**Nguồn:** Khảo sát biến động dân số và kế hoạch hoá gia đình năm 2005, 2006 (TCTK)

TCTK), và tỷ lệ dân số sống ở khu vực thành thị (cũng từ nguồn trên). Kết quả cho thấy các ước tính IMR ở tuyến tỉnh có liên hệ đáng kể đến tỷ lệ số dân là người dân tộc thiểu số (dương), tỷ lệ mắc sốt rét hàng năm (dương) và thu nhập hộ gia đình trên đầu người (âm).

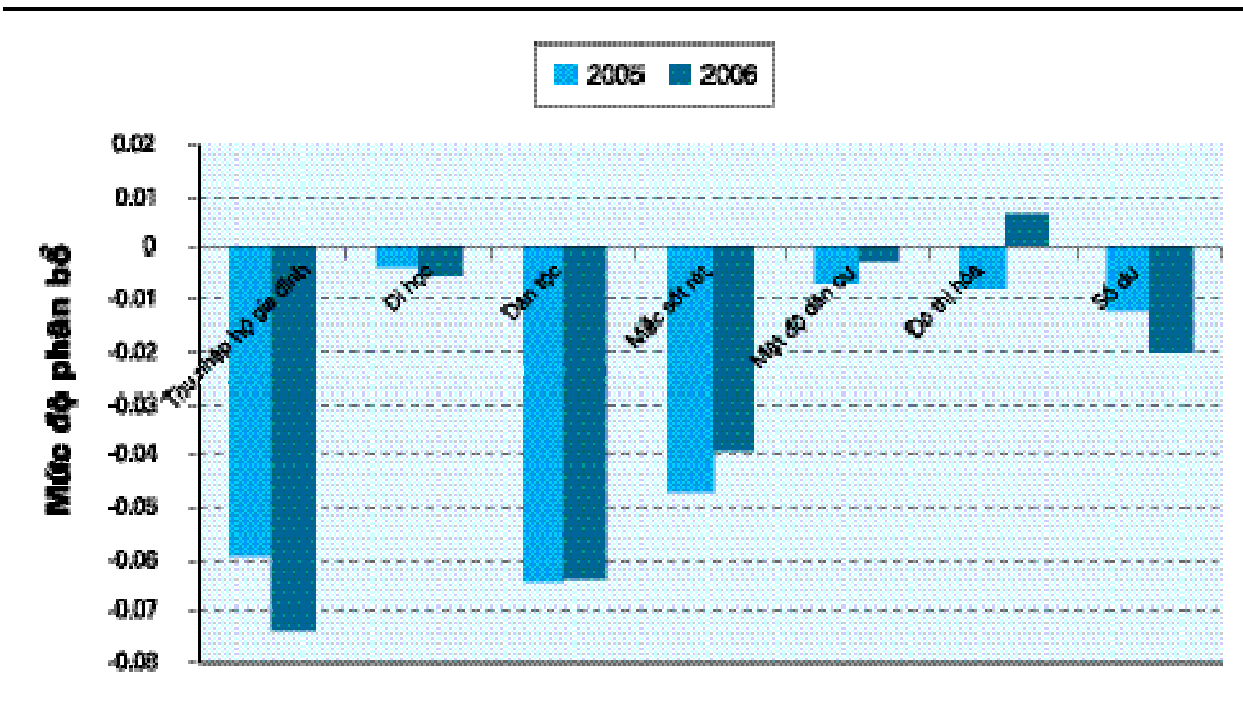
*Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng*

Biểu đồ 9 tổng hợp kết quả phân tích chi tiết CI sử dụng thu nhập đầu người hộ gia đình hàng tháng trung vị năm 2005 làm LSM và kết quả hồi quy ước tính tuyến tính nêu trên. Kết quả cho thấy thu nhập hộ gia đình và dân tộc là yếu tố đóng vai trò lớn nhất dẫn đến bất bình đẳng (bất lợi cho người nghèo), tiếp đến là tỷ lệ mắc sốt rét. Ngược lại, trình độ học vấn, mật độ dân số và đô thị hoá có vai trò tương đối nhỏ trong mức độ bất bình đẳng tuyến tính được quan sát về tử vong trẻ sơ sinh.

**Kết luận**

Các số liệu sẵn có cho thấy còn tồn tại mức độ bất bình đẳng vừa phải về tử vong trẻ em ở Việt Nam với chiều hướng bất lợi cho phụ nữ nghèo cũng như con cái của phụ nữ nghèo và sự bất bình đẳng này đã kéo dài ít

**Biểu đồ 9.** Phân tích chi tiết CI (LSM = thu nhập đầu người hộ gia đình hàng tháng năm 2005) về tử vong trẻ sơ sinh năm 2005 và 2006



**Nguồn:** Phụ lục 5, Bảng 2 và 3

nhất kể từ năm 1992/93 (phản ánh tổng mức tử vong ở trẻ trong một số năm) mặc dù tỷ lệ tử vong trẻ sơ sinh trong giai đoạn này đã giảm đáng kể. Tuy nhiên, kết luận này là chưa chắc chắn vì việc lựa chọn LSM nào trong các số liệu năm 1992/93 có ảnh hưởng đến việc mức phân bố sẽ có lợi hay bất lợi cho người nghèo. Các yếu tố dẫn đến bất bình đẳng trong hai năm này gồm: trình độ học vấn (cả trình độ học vấn cao nhất người lớn bất kỳ trong hộ gia đình đã hoàn thành và dần dần là trình độ học vấn của phụ nữ), dân tộc và chỉ số giàu nghèo. Vai trò tương đối lớn của chỉ số giàu nghèo dẫn đến bất bình đẳng về tử vong trẻ em không chỉ xuất phát từ việc nó có liên hệ chặt chẽ với tử vong trẻ em (hệ số ước tính không có ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình hồi quy được tính toán khi dùng cả số liệu điều tra hộ gia đình năm 1992/93 và 2006) mà còn do mức CI tương đối cao của nó (do vai trò của một tham số đối với CI của bất kỳ tham số sức khỏe nào chính là kết quả của mức cơ giảm ước tính của tham số đó đối với tham số sức khỏe và CI của chính nó). Mức phân bố ước tính tuyến tính về tử vong sơ sinh (là các ước tính gián tiếp dựa trên điều tra hàng năm quy mô lớn về biến động dân số và kế hoạch hoá gia đình) cho thấy thực tế mức độ bất bình đẳng về tử vong sơ sinh còn cao hơn so với các số liệu điều tra hộ gia đình. Thu nhập hộ gia đình, dân tộc và tỉ lệ mắc sốt rét chiếm phần lớn nguyên nhân dẫn đến bất bình đẳng về tử vong sơ sinh ở các tỉnh.

## Tử vong bà mẹ

Tử vong bà mẹ là một chỉ số đặc biệt khó phân tích vì đây là một hiện tượng tương đối hiếm, kể cả ở những nước đang phát triển như Việt Nam. Cũng như tử vong sơ sinh và tử vong trẻ em, số lượng bà mẹ tử vong ở Việt Nam đã giảm mạnh trong thời gian qua không chỉ do mức sinh giảm mạnh (yếu tố quyết định nguy cơ tử vong bà mẹ) mà còn do tỷ lệ tử vong bà mẹ giảm, tức là số tử vong bà mẹ trên 100.000 trẻ đẻ sống. Phương pháp thông thường (được sử dụng trong phân tích thực trạng này) là tập trung vào các yếu tố thay thế (thô) của tử vong bà mẹ (như trong phần này của báo cáo) hoặc các chỉ số gần kề như loại hình dịch vụ sản khoa chẳng hạn.

## Số liệu hiện tại

Không có số liệu tin cậy để làm cơ sở đưa ra các số liệu

đã có về mức độ bất bình đẳng trong tử vong bà mẹ. Chẳng hạn, không một điều tra hộ gia đình nào được tiến hành trong những năm 1990 có thu thập số liệu về tử vong ở anh chị em ruột có liên hệ với thai sản. Mặc dù ĐTMSVN 1992/93 và 1997/98 không thu thập số liệu về tử vong bà mẹ (không thu thập thông tin về nguyên nhân tử vong), số ca tử vong bà mẹ có con từ 0-17 tuổi quá ít để có ước tính tin cậy kể cả về mức phân bố tử vong bà mẹ vì bất cứ nguyên nhân nào

## Số liệu hiện tại

### *Ước tính mức độ bất bình đẳng*

Điều tra MICS III năm 2006 thu thập số liệu về chị em gái độ tuổi 15+ chết trong thời kỳ mang thai, sinh nở hoặc trong vòng 6 tuần sau khi sinh. Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ chị em chết trong quá trình mang thai, sinh nở hay trong vòng 6 tuần sau khi sinh dựa trên các LSM thay thế được trình bày trong Biểu đồ 10. Các số liệu này cho thấy rằng có thể có sự bất bình đẳng nào đó trong mức phân bố tử vong bà mẹ bất lợi cho phụ nữ nghèo. Tuy nhiên, CI ước tính được sẽ biến đổi tùy vào LSM được sử dụng, từ -0,029 (mức giàu nghèo đầu người dự đoán) đến -0,126 (chỉ số giàu nghèo), và do sai số chuẩn ước tính tương đối lớn (trong phạm vi 0,06-0,07, do tử vong ở bà mẹ hiếm), không CI tính được nào có ý nghĩa thống kê. Hơn nữa, các LSM được sử dụng để tính toán CI chỉ được thu thập từ hộ gia đình điều tra tại thời điểm phỏng vấn chứ không phải hộ gia đình của chị em gái tại thời điểm tử vong. Do vậy, có thể giả định ngầm về đường cong bất bình đẳng trong Biểu đồ 10 rằng thứ hạng LSM của chị em gái tại thời điểm tử vong là tương tự như thứ hạng LSM của đối tượng điều tra tại thời điểm phỏng vấn, và đây là một giả định mạnh.

Biểu đồ 11 trình bày đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ trẻ độ tuổi 0-17 mất mẹ tương ứng với các LSM khác nhau. Số liệu này một lần nữa cho thấy có sự bất bình đẳng về tử vong bà mẹ bất lợi cho phụ nữ nghèo. Tuy vậy, trong các số liệu này không có thông tin về nguyên nhân gây tử vong (nhiều ca tử vong chắc chắn do bệnh truyền nhiễm và thương tích), cũng như các LSM là của hộ gia đình đối tượng điều tra tại thời điểm phỏng vấn chứ không phải hộ gia đình của người mẹ tại thời điểm chết

**Phân tích hồi quy**

Không thể áp dụng phân tích hồi quy đối với tử vong ở chị em hoặc ở trẻ 0-17 tuổi mất mẹ bởi vì Điều tra MICS thông thường không thu thập số liệu về các đặc trưng chị em và các thành viên hộ gia đình đã qua đời (như tuổi tác, thu nhập, học vấn, nơi sinh sống tại thời điểm chết).

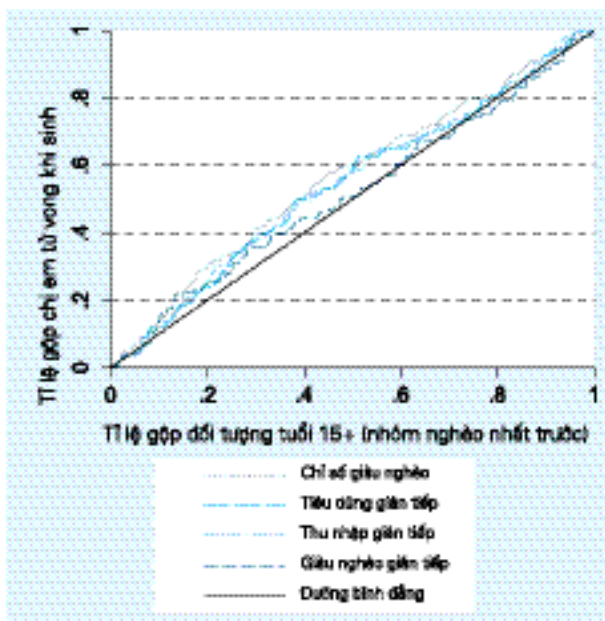
**Phân tích chi tiết bất bình đẳng về tử vong bà mẹ**

Phân tích chi tiết CI về tử vong ở chị em ruột không thể tiến hành do không có phân tích hồi quy.

**Kết luận**

Thông tin về mức độ bất bình đẳng trong tử vong bà mẹ ở Việt Nam vẫn còn rất hạn chế, thậm chí thông tin về tình hình biến đổi của chỉ số này qua các thời kỳ lại càng

**Biểu đồ 10.** Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ chị em của thành viên trong hộ gia đình có độ tuổi 15+ tử vong trong quá trình mang thai, sinh nở hoặc trong vòng 6 tuần sau sinh theo nhóm ngũ phân vị gia quyền dân số tính theo các LSM tương ứng (của đối tượng điều tra), Điều tra MICS III năm 2006



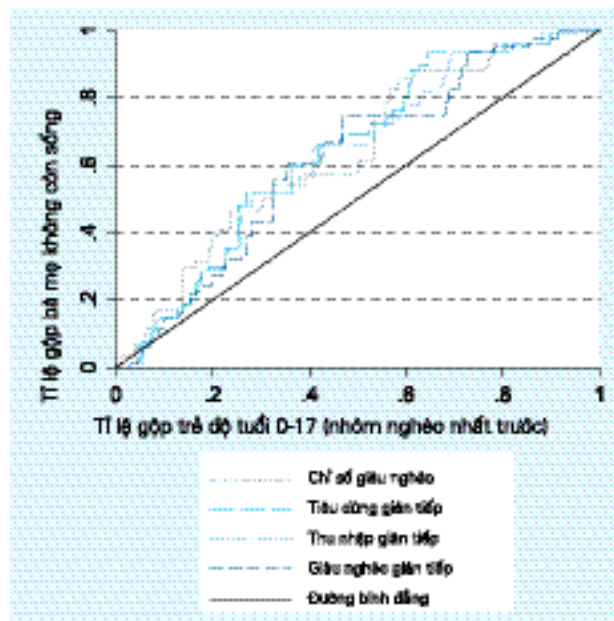
**Nguồn:** Điều tra MICS III 2006

ít hơn. Tuy nhiên, các thông tin ít ỏi có được vẫn cho thấy tỷ lệ tử vong bà mẹ được phân bố không đều, có lợi cho người giàu, cũng như trường hợp tử vong trẻ em.

**Bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi**

Nhiều bệnh truyền nhiễm (nhất là các bệnh viêm phổi và các bệnh đường hô hấp nặng khác, tiêu chảy, sốt rét) là nguyên nhân trực tiếp dẫn đến tử vong sơ sinh và tử vong trẻ em, tuy tỷ lệ các bệnh này rõ ràng ngày càng ít phổ biến hơn ở Việt Nam. Ngoài ra, các bệnh truyền nhiễm (đặc biệt là tiêu chảy) là một yếu tố quan trọng dẫn đến tình trạng "thấp còi" (chiều cao theo tuổi thấp) và "còi cọc" ở trẻ (cân nặng theo tuổi thấp), cả hai đều là những nguyên nhân quan trọng dẫn đến tử vong sơ sinh và tử vong trẻ em.<sup>24</sup> Trong phần này, chúng tôi sẽ phân tích tình trạng bất bình đẳng ở một số chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi. Trong phần sau, chúng tôi phân tích mức độ bất bình đẳng trong các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của trẻ.

**Biểu đồ 11.** Đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ trẻ độ tuổi 0-17 mất mẹ theo các LSM khác nhau, Điều tra MICS III năm 2006



**Nguồn:** Điều tra MICS III 2006

<sup>24</sup> Xem Robert Black và các tác giả khác. "Suy dinh dưỡng ở bà mẹ và trẻ em: tình trạng trên toàn cầu và ở các khu vực và những hậu quả về sức khỏe," The Lancet, Vol 371 (19/ 01/ 2008).

## Số liệu hiện tại

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

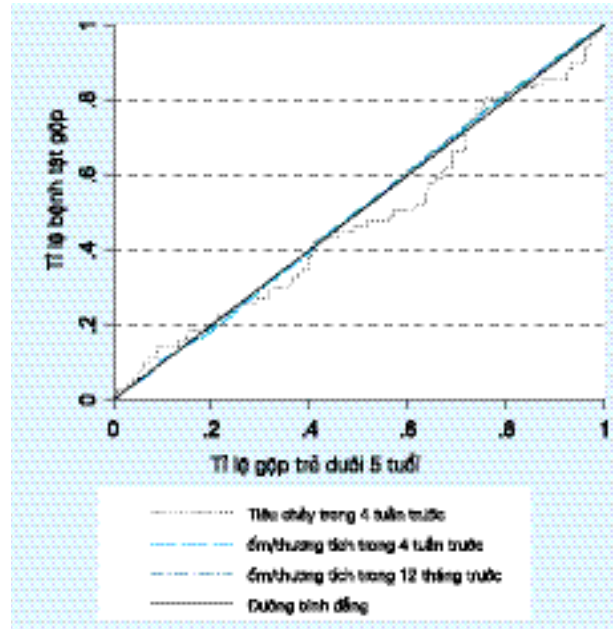
ĐTMSVN 1992/93 thu thập số liệu về một loại đau ốm và thương tích ở từng thành viên trong hộ gia đình trong 4 tuần trước, nếu không có thì kéo dài thời gian ra 12 tháng trước. Thông tin về các loại bệnh cũng được thu thập. Tuy nhiên, việc phân loại bệnh tật còn tương đối thô sơ và không bao quát được nhiều loại bệnh thường gặp ở trẻ dưới 5 tuổi. Mặc dù trong các loại bệnh không có tiêu chảy và kiết lỵ nhưng số liệu về tiêu chảy và kiết lỵ có nhiều khác biệt tùy theo "thu nhập" hộ gia đình có lẽ đã không được thu thập đầy đủ (chỉ có 3,7% trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận có bị tiêu chảy hoặc kiết lỵ trong suốt 4 tuần trước, so với 7% trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận có bị tiêu chảy trong 2 tuần trước trong Điều tra MICS III năm 2006).

Biểu đồ 12 trình bày đường cong bất bình đẳng (sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM) về tỷ lệ mắc tiêu chảy ở trẻ dưới 5 tuổi trong 4 tuần trước và về các loại ốm đau hoặc thương tích bất kỳ ở trẻ dưới 5 tuổi trong 4 tuần và 12 tháng trước. Đường cong bất bình đẳng cho thấy đã có mức độ bất bình đẳng nhỏ (không có ý nghĩa thống kê) bất lợi cho trẻ em có thu nhập trung bình về tỷ lệ mắc tiêu chảy được ghi nhận trong 4 tuần trước (CI = +0,04) nhưng trên thực tế lại không có sự bất bình đẳng nào trong cả hai chỉ số bệnh tật khác. Tuy nhiên, có khả năng số liệu về tỷ lệ bệnh tật nói chung của trẻ dưới 5 tuổi cũng đã bị thu thập thiếu nghiêm trọng (khoảng 35% trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận là có ốm đau, thương tích trong 4 tuần trước trong ĐTMSVN 1992/93 so với 55% trong ĐTYTVN năm 2001/02 trong đó sử dụng nhật ký để ghi chép tỷ lệ bệnh tật trong 4 tuần trước). Do vậy, cần cẩn trọng khi diễn giải các kết quả này.

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để chỉ ra các yếu tố liên quan có liên hệ chặt chẽ nhất với ba chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi (tiêu chảy trong 4 tuần trước, ốm đau hoặc thương tích bất kỳ trong 4 tuần trước, ốm đau hoặc thương tích bất kỳ trong 12 tháng trước). Hai cấu trúc mô hình thay thế được sử dụng là: một bao gồm các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng bà mẹ (chiều cao và trọng lượng cơ thể), và một không có những chỉ số này (để so sánh với

**Biểu đồ 12.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về ba chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSVN 1992/93



**Nguồn:** ĐTMSVN 1992/93

MICS vì khảo sát này không thu thập số liệu về tình trạng dinh dưỡng người lớn). Hai mô hình thống kê thay thế được sử dụng là: một mô hình xác suất tuyến tính và một mô hình logit hiệu ứng cố định. Kết quả cho thấy tỷ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi có liên hệ đáng kể đến độ tuổi của trẻ (phi tuyến tính, trong đó có mức tăng cao trong tỷ lệ bệnh tật được ghi nhận trong 12 đến 15 tháng đầu đời), giới tính của trẻ (trẻ em gái có tỷ lệ mắc tiêu chảy hoặc kiết lỵ được ghi nhận cao hơn), chỉ số trọng lượng cơ thể bà mẹ (âm, chỉ có giá trị đáng kể đối với ốm đau, thương tích bất kỳ được báo cáo trong 4 tuần trước) và chỉ số giàu nghèo (âm, tuy nhiên chỉ có giá trị đáng kể ở mức 0,05 đối với ốm đau và thương tích bất kỳ trong 12 tháng trước và ở mức 0,10 đối với ốm đau hoặc thương tích bất kỳ trong 4 tuần trước). Không có tham số diễn giải nào khác như giới tính của trẻ, dân tộc, học vấn của bà mẹ, hay chỉ số tình trạng dinh dưỡng của bố có ý nghĩa thống kê trong bất kỳ mô hình nào. Khi sử dụng mô hình logit có hiệu ứng cố định (hồi quy không ghi nhận) cũng có kết quả tương tự về dấu và mức ý nghĩa.

*Phân tích chi tiết bất bình đẳng trong tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi*

Biểu đồ 13 tổng hợp kết quả phân tích chi tiết CI của ba chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi. Kết quả cho thấy chỉ số giàu nghèo và các hiệu ứng cố định ở tuyến xã là các yếu tố chính tác động đến CI của cả ba chỉ số bệnh tật và hai yếu tố này phần nào bù trừ lẫn nhau. Tuy vậy, vai trò của các hiệu ứng cố định ở tuyến xã là rất lớn trong trường hợp tỉ lệ bệnh tật tiêu chảy và kiết lỵ, đóng góp +0,112 vào CI ước tính là +0,041. Như vậy, cần phân tích các hiệu ứng cố định ước tính ở tuyến để xem các kết quả đó nói lên điều gì.

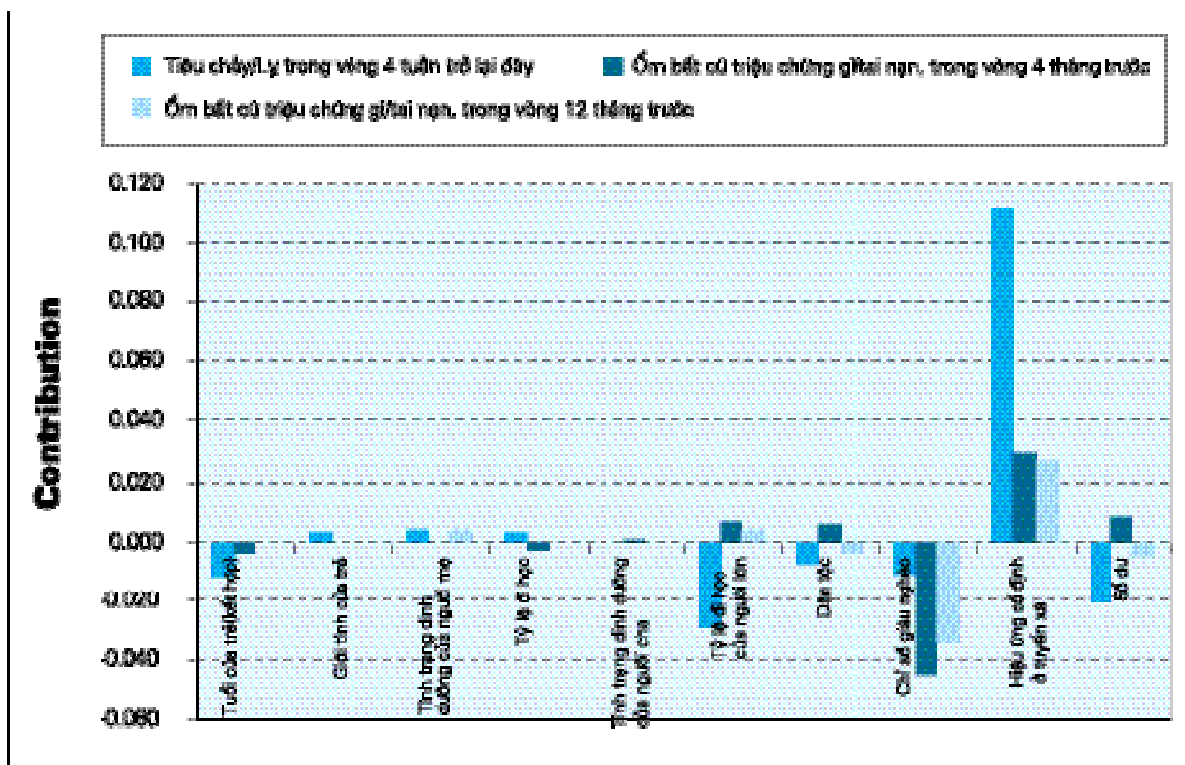
Đáng tiếc là kết quả phân tích hồi quy tuyến xã về các hiệu ứng cố định ước tính tuyến xã trên ba chỉ số bệnh tật ở trẻ không cho biết nhiều thông tin, kể cả trong trường hợp tỉ lệ bệnh tật tiêu chảy. Bình phương R thấp, chỉ một số ít các hệ số ước tính được có ý nghĩa thống kê và trong số ít các hệ số này còn có một vài hệ số mang dấu không mong muốn hay không nhất quán.

Ước tính từ số liệu hiện tại tại Điều tra MICS III năm 2006

*Ước tính mức độ bất bình đẳng*

Điều tra MICS III năm 2006 thu thập số liệu ở trẻ dưới 5 tuổi về tỉ lệ mắc tiêu chảy, ho, triệu chứng viêm phổi (như ho, tức ngực khó thở) và sốt trong hai tuần trước khảo sát. Biểu đồ 14 trình bày đường cong bất bình đẳng của các chỉ số bệnh tật này với chỉ số giàu nghèo là LSM. Các đường cong bất bình đẳng này cho thấy đã có nhiều bất bình đẳng hơn, bất lợi cho người nghèo trong tỉ lệ mắc tiêu chảy được ghi nhận hơn là tỉ lệ mắc các bệnh khác. Chẳng hạn, CI ước tính của tỉ lệ mắc bệnh tiêu chảy dao động trong mức -0,136 đến -0,192, phụ thuộc vào LSM, và đều có ý nghĩa thống kê; trong khi không có CI nào của các bệnh ho, triệu chứng viêm phổi hay sốt có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, tỉ lệ mắc viêm phổi và sốt (ở mức thấp hơn) được biết thấp hơn ở nhóm ngũ phân vị nghèo nhất, cao hơn ở nhóm ngũ

**Figure 13.** Decomposition of the concentration index (LSM=wealth index) for two under-5 morbidity indicators, 1992/93 VLSS



Source: Annex 3, Tables 11-13

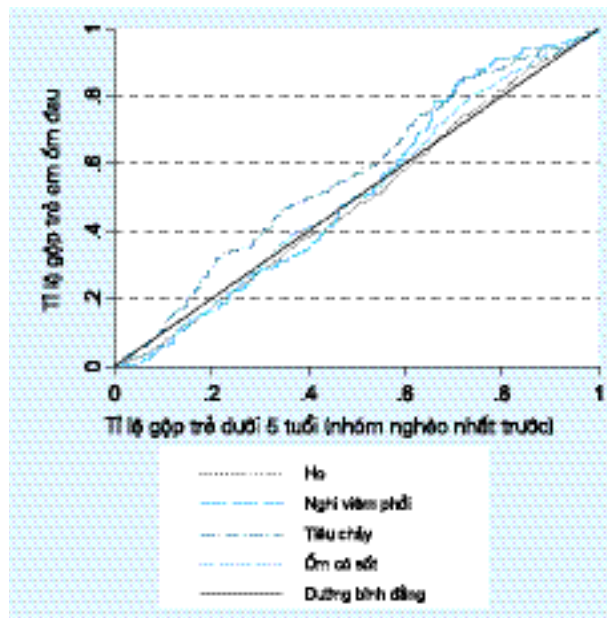
phần vị thứ ba và thứ tư, sau đó thấp hơn nhiều ở nhóm ngũ phân vị cao nhất. Vì vậy mà có phần lồi ra trên đường cong bất bình đẳng của các chỉ số này theo hướng các nhóm thu nhập trên.

Số liệu về bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi có trong MICS III năm 2006 không thể so sánh trực tiếp với số liệu của ĐTMSVN 1992/93 (chẳng hạn các loại ốm đau được ghi nhận trong Điều tra MICS có thể bị trùng lặp trong khi đó có lý do để tin rằng số liệu về tỉ lệ bệnh tật ĐTMSVN được thu thập rất không đầy đủ)<sup>25</sup> Do vậy, không có cơ sở chắc chắn nào để suy luận liệu có sự thay đổi trong mức độ bất bình đẳng về tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi qua các thời kỳ hay không.

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy (mô hình xác suất tuyến tính) được sử dụng để xác định các tác nhân liên quan có liên hệ mật thiết nhất đến tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi ghi

**Biểu đồ 14.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận có ốm đau các loại trong 2 tuần trước, Điều tra MICS III năm 2006



**Nguồn:** Điều tra MICS III năm 2006

nhận được trong Điều tra MICS III năm 2006. Bốn tham số phía bên trái là các tham số lưỡng phân, có nghĩa là trẻ dưới 5 tuổi theo ghi nhận có mắc: tiêu chảy trong hai tuần trước, ho trong hai tuần trước, triệu chứng viêm phổi trong hai tuần trước hay sốt trong hai tuần trước. Các tham số diễn giải bao gồm: độ tuổi của trẻ (theo tháng), giới tính của trẻ, trình độ học vấn cao nhất mà người mẹ đã hoàn thành, trình độ học vấn cao nhất mà thành viên bất kỳ trong hộ gia đình từ 15 tuổi trở lên đã hoàn thành, một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay Hoa, chỉ số giàu nghèo (làm chỉ số "thu nhập thường xuyên") và các tham số mô phỏng tuyến xã để xác định các hiệu ứng cố định tại tuyến xã hoặc tuyến trên. Các tham số về tôn giáo không được sử dụng vì không có ý nghĩa.

Kết quả cho thấy tỉ lệ bệnh tật được biết ở trẻ dưới 5 tuổi có liên hệ đáng kể đến tuổi của trẻ (dương), học vấn cao nhất mà người lớn bất kỳ trong hộ gia đình hoàn thành (âm, nhưng chỉ đúng với bệnh tiêu chảy trong 2 tuần trước), dân tộc Kinh hay Hoa (âm, chỉ đúng cho bệnh tiêu chảy trong 2 tuần trước), và chỉ số giàu nghèo (âm, chỉ đúng cho trường hợp sốt trong 2 tuần trước).

### Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng

Mô hình hồi quy ước tính được sử dụng để phân tích chi tiết CI của bốn chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi, với chỉ số giàu nghèo là LSM. Kết quả được tổng hợp trong Biểu đồ 15. Kết quả cho thấy có sự dao động đáng kể ở các chỉ số góp phần dẫn đến bất bình đẳng trong các chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi. Trường hợp bệnh tiêu chảy, nguyên nhân chính dẫn đến bất bình đẳng bất lợi cho trẻ nghèo là cấp học cao nhất của người lớn trong hộ gia đình và dân tộc, mặc dù vai trò của các yếu tố này bị bù trừ một phần với vai trò của học vấn của người mẹ và các hiệu ứng cố định ở tuyến xã. Trường hợp bệnh ho, viêm phổi và sốt, yếu tố chính dẫn đến bất bình đẳng bất lợi cho trẻ em nghèo là chỉ số giàu nghèo. Tuy nhiên, vai trò của yếu tố này bị bù trừ bởi các hiệu ứng cố định ở tuyến xã (trường hợp ho và viêm phổi), dân tộc và (trường hợp sốt) là vai trò lớn của các yếu tố "khác".

<sup>25</sup> Thí dụ tất cả các bệnh trong suốt 4 tuần trước báo cáo trong VLSS là 35% trẻ dưới 5 tuổi, trong khi đó riêng bệnh ho ở trẻ lứa tuổi này được ghi trong báo cáo của MICS trong suốt 2 tuần trước là 28%.

## ĐTMSHGĐ năm 2006

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

ĐTMSHGĐ năm 2006 thu thập số liệu về từng thành viên hộ gia đình về các ốm đau, thương tích, tiêu chảy, ho, sốt bất kỳ trong 4 tuần trước và ốm đau bất kỳ trong 12 tháng trước. Tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi bị tiêu chảy (5,9%) hay ho và sốt (18,1%) tương đương với các tỉ lệ xác định được trong ĐTYTVN năm 2001-02, được coi là một khảo sát đáng tin cậy vì có nhật ký về tất cả các loại ốm đau trong thời gian 4 tuần. Tuy nhiên, ốm đau, thương tích nói chung không được khai báo trong 4 tuần trước và nhất là 12 tháng trước, khi người ta thường ít nhớ hơn, chiếm một tỉ lệ đáng kể (khoảng 33,4% trẻ dưới 5 tuổi được biết là có ốm đau, thương tích nói chung trong 4 tuần trước trong ĐTMSHGĐ năm 2006, so với 52,4% trong ĐTYTVN năm 2001/02 có sử dụng nhật ký để ghi chép tỉ lệ bệnh tật trong 4 tuần trước).

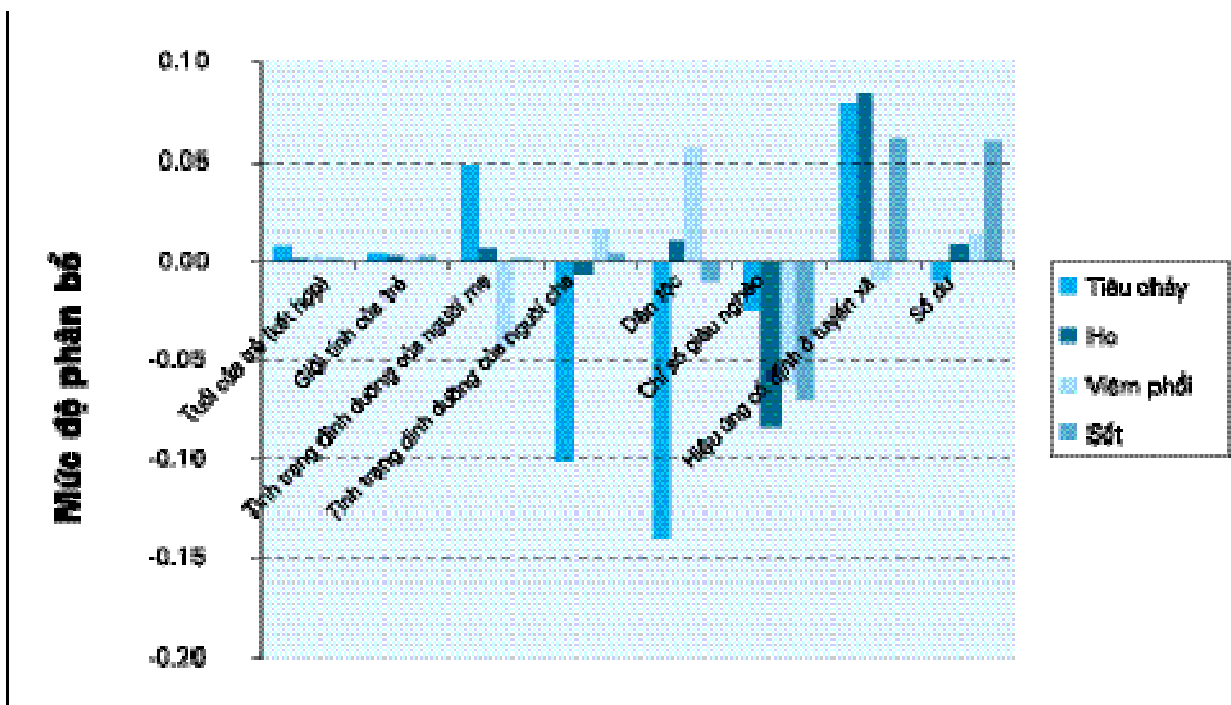
Biểu đồ 16 trình bày đường cong bất bình đẳng (sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM) của tỉ lệ mắc tiêu chảy và ho kèm sốt được ghi nhận ở trẻ dưới 5 tuổi

trong 4 tuần trước và của các ốm đau, thương tích bất kỳ được ghi nhận ở trẻ dưới 5 tuổi trong 4 tuần trước và 12 tháng trước. Đường cong bất bình đẳng cho thấy mức độ bất bình đẳng tương đối lớn (nhưng không có ý nghĩa thống kê) bất lợi cho trẻ nghèo về tỉ lệ tiêu chảy được biết trong 4 tuần trước (CI = -0,105). Tuy nhiên, hầu như không có sự bất bình đẳng nào trong tỉ lệ mắc bệnh ho kèm sốt (CI = +0,046) hoặc ốm đau/thương tích bất kỳ trong 4 tuần trước (CI = +0,028) hoặc 12 tháng trước (CI = +0,051). Các kết quả này nhìn chung phù hợp với các kết quả của Điều tra MICS III 2006 với thời kỳ hồi cứu ngắn hơn. Tuy nhiên, kết quả về tỉ lệ bệnh tật nói chung cần được diễn giải cẩn trọng do nhiều trường hợp không được khai báo trong các chỉ số này.

### Phân tích hồi quy

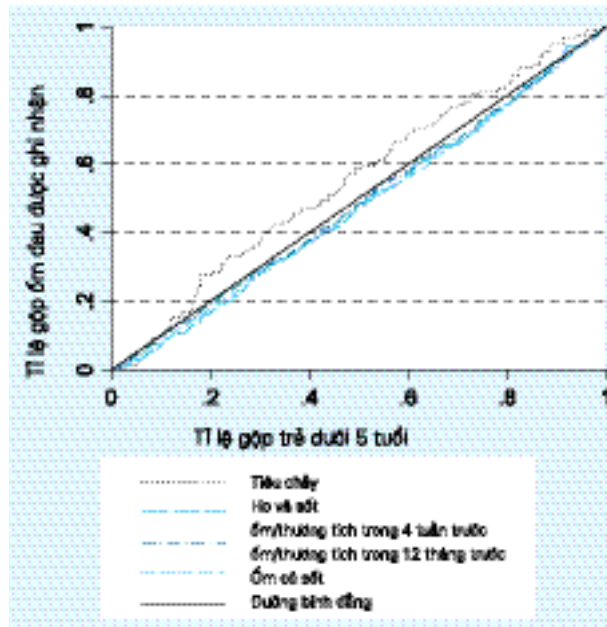
Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định các tác nhân liên quan có liên hệ mật thiết nhất với bốn chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi (tiêu chảy hay ho kèm theo sốt trong 4 tuần trước; ốm đau, thương tích bất kỳ trong 4 tuần trước, ốm đau, thương tích bất kỳ trong 12 tháng trước).

**Figure 15.** Decomposition of concentration indexes for under-5 morbidity, 2006 MICS III



Source: Annex 3, Tables 11-13

**Figure 16.** Concentration curves (LSM=wealth index) for four indicators of morbidity among children under 5, 2006 VHLSS



Source: 2006 VHLSS

Kết quả cho thấy tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi có liên hệ đáng kể với độ tuổi của trẻ (phi tuyến tính, có sự tăng mạnh về tỉ lệ bệnh tật được biết trong 12-15 tháng đầu đời đối với tất cả các loại bệnh tật trừ ho kèm sốt), số cấp học trung vị người lớn trong hộ gia đình hoàn thành (âm, chỉ áp dụng với ốm đau hoặc thương tích nói chung trong 4 tuần trước), quy mô hộ gia đình (âm, chỉ áp dụng cho ốm đau trong 12 tháng trước), chỉ số giàu nghèo (dương, chỉ áp dụng cho ốm đau được biết trong 4 tuần trước). Không có tham số diễn giải nào khác, như độ tuổi của trẻ, dân tộc hay học vấn của bà mẹ có ý nghĩa thống kê trong bất kỳ mô hình nào. Không có thông tin gì về tôn giáo trong ĐTMSHGĐ năm 2006 do vậy không thể phân tích ảnh hưởng của nó. Các kết quả này phần nào đối nghịch với Điều tra MICS III 2006 trong đó dân tộc và học vấn của người lớn trong hộ gia đình là những nhân tố quan trọng có liên quan đến tiêu chảy và tỉ lệ nhiễm khuẩn hô hấp có liên hệ với độ tuổi của trẻ.

#### Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng về tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi

Biểu đồ 17 tổng hợp các kết quả phân tích chi tiết CI của bốn chỉ số bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi. Hồi cứu về tỉ

lệ mắc tiêu chảy bất lợi cho người nghèo (tức là tỷ lệ này cao hơn ở người nghèo). Trình độ học vấn của người lớn trong hộ gia đình tác động nhiều nhất đến CI, tiếp đến là các hiệu ứng cố định ở tuyến xã. Những yếu tố này bị bù trừ phần nào bởi học vấn của bà mẹ (được thay thế bằng học vấn trung vị của phụ nữ trong độ tuổi 15-49 trong hộ gia đình đã từng kết hôn), người Kinh hay Hoa, các yếu tố làm giảm mức độ gây bất lợi cho người nghèo của tỉ lệ mắc tiêu chảy. LMS (chỉ số giàu nghèo) có ít ảnh hưởng đến CI.

Ngược lại, tỷ lệ mắc bệnh ho kèm theo sốt và ốm đau/thương tích nói chung được ghi nhận trong 4 tuần trước diễn biến bất lợi cho nhóm có thu nhập trung bình hoặc cao, mặc dù mức độ bất bình đẳng không nhiều. Chỉ số giàu nghèo và học vấn của bà mẹ chiếm vai trò phần lớn trong CI đối với bệnh ho kèm sốt và ốm đau/thương tích nói chung được biết trong 4 tuần trước, và được bù trừ đôi chút bởi học vấn trung vị của người lớn trong hộ gia đình và dân tộc, có xu hướng đẩy khoảng tin cậy lại gần mức bình đẳng hơn. Vai trò của các hiệu ứng cố định ở tuyến xã không lớn lắm đối với bất kỳ chỉ số bệnh tật nào.

## Số liệu tuyến tỉnh

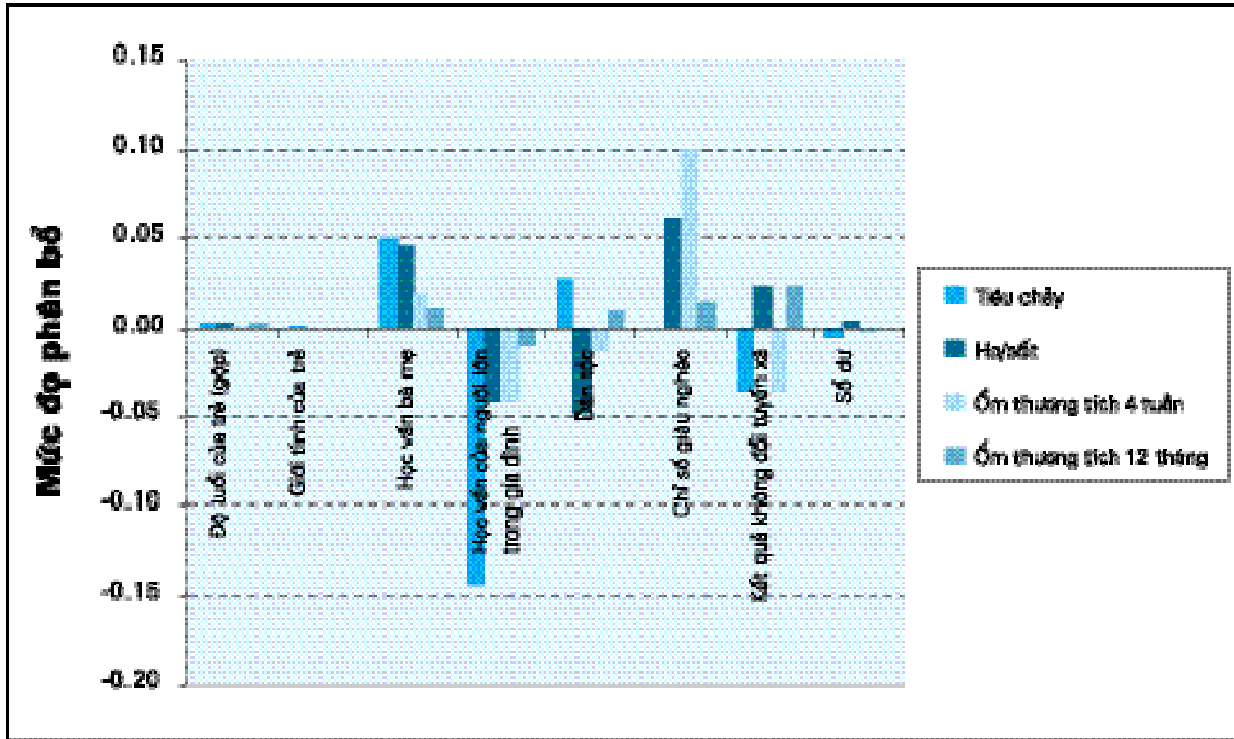
### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Không có số liệu tuyến tỉnh về tỉ lệ bệnh tật nói chung ở trẻ dưới 5 tuổi, trừ số liệu thu thập được trong các điều tra hộ gia đình. Tuy nhiên, Hệ thống Thông tin Y tế của BHYT có cho biết tỉ lệ mắc sốt rét và lao của toàn bộ dân số nói chung. Do tầm quan trọng của sốt rét đối với tỉ lệ tử vong bà mẹ và trẻ em nên phân tích này sẽ tập trung vào tỉ lệ bệnh tật sốt rét được ghi nhận. Biểu đồ 18 trình bày đường cong bất bình đẳng về số ca sốt rét ở 64 tỉnh thành trong năm 2005, sử dụng thu nhập đầu người hàng tháng hộ gia đình làm LSM. Kết quả cho thấy người dân ở các tỉnh nghèo bị ảnh hưởng rất nhiều bởi sốt rét (CI = -0,468).

### Phân tích hồi quy

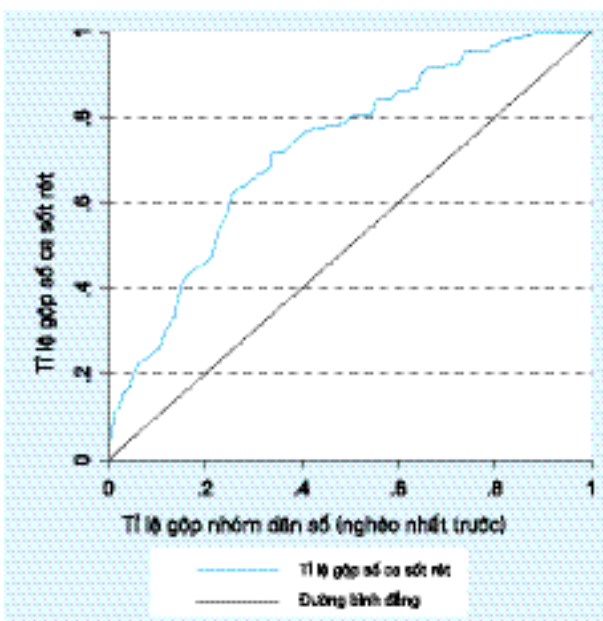
Phân tích hồi quy tuyến tính về số lượng ca sốt rét trên 100.000 dân hàng năm cho thấy tỷ lệ mắc sốt rét có liên hệ đáng kể đến thu nhập (âm), tỷ lệ người dân là người dân tộc thiểu số (dương), tỷ lệ dân số thành thị (dương). Mối liên hệ dương giữa tỷ lệ mắc sốt rét với đô thị hoá khá phức tạp vì thông thường phòng chống sốt

**Figure 17.** Decomposition of the concentration index (LSM=wealth index) for four under-5 morbidity indicators, 2006 VHLSS



Source: Annex 4, Tables 10-13

**Biểu đồ 18.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập bình quân đầu người hộ gia đình hàng tháng năm 2005) về số ca sốt rét trong dân cư nói chung ở 64 tỉnh thành, năm 2005



Nguồn: HTTYT, BYT (Niên giám Thống kê Y tế, 2005)

rét luôn được cho là hiệu quả hơn ở các tỉnh có mức đô thị hoá tương đối. Một cách lý giải là do tỉ lệ bệnh tật sốt rét được khai báo đầy đủ hơn ở khu vực thành thị vì người dân thành thị thường đi khám khi gặp sốt ở các cơ sở y tế công hơn (nguồn thông tin có trong HTTYT, BYT) và vì các cơ sở y tế ở thành thị được trang bị tốt hơn để chuẩn đoán chẩn chẩn sốt rét.

*Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng*

Biểu đồ 19 tổng hợp kết quả phân tích chi tiết CI của tỉ lệ bệnh tật sốt rét. Kết quả cho thấy rằng tác động âm lớn của thu nhập và dân tộc (bất lợi cho người nghèo) được bù trừ phần nào bởi tác động dương lớn của đô thị hoá (có lợi cho người nghèo). Tuy nhiên, tác động dương lớn của đô thị hoá có thể là kết quả của việc khai báo đầy đủ hơn về tỉ lệ bệnh tật sốt rét ở khu vực thành thị (như đã nêu trên).

**Kết luận**

Số liệu về tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi trong ĐTMSVN năm 1992/93 cho thấy hầu như không có bất bình đẳng về tỉ lệ bệnh tật nói chung (tức là trong ốm đau, thương

tích bất kỳ trong 4 tuần trước và 12 tháng trước) và chỉ có một mức độ nhỏ, không đáng kể bất bình đẳng về tỉ lệ bệnh tiêu chảy trong 4 tuần trước. Tuy nhiên, số liệu của Điều tra MICS III năm 2006 và ĐTMSHGĐ năm 2006 cho biết sự bất bình đẳng đáng kể bất lợi cho người nghèo về tỷ lệ mắc tiêu chảy ở trẻ dưới 5 tuổi, tuy không phải với các loại bệnh tật thông thường khác ở trẻ em. Học vấn của người lớn trong hộ gia đình đóng vai trò thường trực trong sự bất bình đẳng cả theo ĐTMSHGĐ và Điều tra MICS III trong khi học vấn bà mẹ thường xuyên bù trừ tác động này. Đối với các tác nhân khác, tác động đối với bất bình đẳng khá pha tạp. Dân tộc được biết có ảnh hưởng nhiều đến bất bình đẳng trong số liệu MICS III nhưng lại bù trừ tác động của các tham số khác trong số liệu ĐTMSHGĐ. Các hiệu ứng cố định ở tuyến xã có tác động đến bất bình đẳng trong KSMSHD 2006 nhưng lại bù trừ tác động của học vấn và dân tộc trong số liệu của Điều tra MICS III 2006. Các kết quả này khiến việc rút ra kết luận về các nhân tố chính gây bất bình đẳng về tiêu chảy gặp khó khăn. Đáng tiếc là do tình trạng khai báo thiếu trầm trọng về tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi trong các khảo sát hộ gia nên không thể kết luận được liệu có

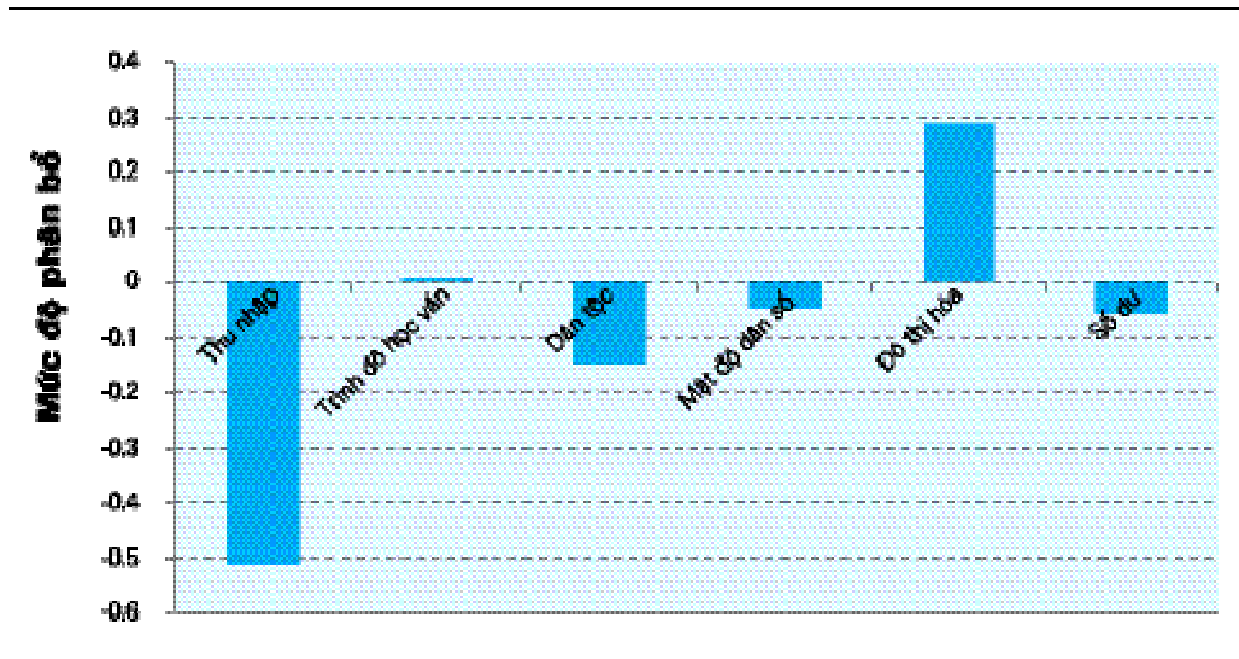
thay đổi gì qua các thời kỳ trong phân bố tỉ lệ bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi hay không.

Phân tích tỉ lệ bệnh tật sốt rét ở tuyến tỉnh (tỉ lệ mắc sốt rét) cho thấy tồn tại mức độ bất bình đẳng cao về tỉ lệ bệnh tật sốt rét theo hướng bất lợi cho các tỉnh nghèo và những yếu tố chính dẫn đến bất bình đẳng được quan sát là thu nhập hộ gia đình và dân tộc. Mặc dù đô thị hoá được cho là bù trừ phần nào hai yếu tố này nhưng vẫn có lo ngại rằng kết quả này là do tình trạng khai báo thiếu về số ca sốt rét ở khu vực nông thôn.

## Tình trạng dinh dưỡng ở trẻ dưới 5 tuổi

Theo khảo cứu các tài liệu đánh giá quốc tế gần đây,<sup>26</sup> tình trạng thiếu dinh dưỡng ở bà mẹ và trẻ em là căn nguyên của 3,5 triệu ca tử vong, 35% gánh nặng bệnh tật ở trẻ dưới 5 tuổi và 11% tổng gánh nặng bệnh tật toàn cầu. Riêng thấp còi, còi cọc nặng và phôi thai chậm phát triển ước tính đã chiếm 2,2 triệu ca tử vong ở trẻ (khoảng 20% trên tổng số). Ngoài vai trò là nguyên nhân gây tử vong ở trẻ, tình trạng dinh dưỡng

**Biểu đồ 19.** Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hàng tháng của hộ gia đình năm 2005) về tỷ lệ mắc sốt rét, 2005



**Nguồn:** Phụ lục 5, Bảng 5

<sup>26</sup> Robert Black và các tác giả khác, trích dẫn.

ở trẻ dưới 5 tuổi còn có vài trò đặc biệt quan trọng đối với sự phát triển nguồn vốn con người. Chẳng hạn, chiều cao theo tuổi ở độ tuổi lên 2 là dấu hiệu tiên đoán tốt nhất về khả năng học hành, năng suất lao động khi trưởng thành, còn đối với phụ nữ là khả năng đẻ con thiếu cân hay không.<sup>27</sup>

## Số liệu hiện tại

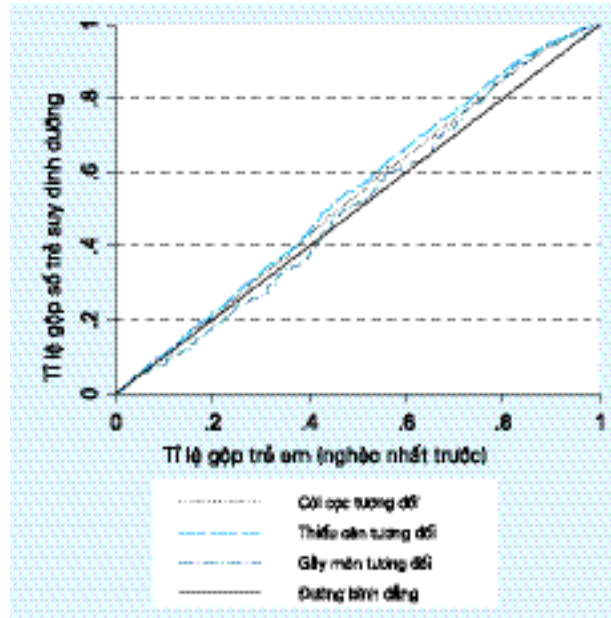
### Ước tính mức độ bất bình đẳng

ĐTMSVN năm 1992/93 thu thập số liệu nhân trắc học của tất cả các thành viên hộ gia đình (hoặc ít nhất là những người có mặt được cân, đo tại thời điểm khảo sát). Chiều cao và cân nặng của trẻ dưới 5 tuổi được chuyển đổi thành điểm số z (giá trị chuẩn hoá theo tuổi) bằng cách sử dụng tiêu chuẩn tăng trưởng trẻ em quốc tế của WHO năm 2006. Trẻ "thấp còi" tương đối là trẻ có điểm z về chiều cao theo tuổi cao dưới chuẩn quốc tế trên hai độ lệch chuẩn, trẻ "thiếu cân" tương đối là trẻ có điểm z về cân nặng theo tuổi cao dưới chuẩn quốc tế trên 2 độ lệch chuẩn, còn trẻ "còi cọc" tương đối là trẻ có cân nặng theo chiều cao dưới chuẩn quốc tế trên hai độ lệch chuẩn. Kết quả của ĐTMSVN năm 1992/93 cho biết tỉ lệ thấp còi (62%) và thiếu cân (37%) tương đối rất cao, nhưng tỉ lệ còi cọc lại khá thấp (7%). Biểu đồ 20 trình bày đường cong bất bình đẳng của ba chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của trẻ sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các đường cong bất bình đẳng cho thấy có sự bất bình đẳng ở hai trong ba chỉ số (là tình trạng thấp còi và thiếu cân tương đối) theo hướng bất lợi cho người nghèo (CI tương ứng là -0,059 và -0,093 và cả hai đều có ý nghĩa thống kê). Đường cong bất bình đẳng về còi cọc cắt đường đối xứng ở quãng phân vị thứ 40, cho thấy còi cọc diễn biến bất lợi đáng kể cho trẻ thu nhập trung bình hơn là trẻ nghèo và cận nghèo.

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định các tác nhân có liên hệ mật thiết nhất đến điểm số z âm của ba chỉ số nhân trắc học (sử dụng giá trị âm của điểm số z làm tham số phía bên trái có nghĩa rằng hệ số dương trong hồi quy có thể được diễn giải là có liên quan đến suy dinh dưỡng). Hai thông số mô hình thay thế được sử dụng là: một bao gồm các chỉ số về tình

**Biểu đồ 20.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về trẻ dưới 5 tuổi bị còi cọc, thiếu cân, gầy mòn tương đối, ĐTMSVN năm 1992/93



**Nguồn:** ĐTMSVN năm 1992/93

trạng dinh dưỡng của bố mẹ và một không có các chỉ số này. Mô hình không có chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của bố mẹ được sử dụng để cung cấp kết quả so sánh với ĐTMSHGĐ năm 2006, vì khảo sát này không thu thập số liệu về tình trạng dinh dưỡng của người lớn.

Các kết quả hầu như phù hợp với các ước tính ban đầu dựa trên các phân tích tương tự ở Việt Nam cũng như trên thế giới mặc dù vẫn có một số điểm bất ngờ.<sup>28</sup> Độ tuổi của trẻ rất có ý nghĩa do tình trạng dinh dưỡng ở trẻ xấu đi trông thấy ở Việt nam trong năm đầu đời khi so sánh với tiêu chuẩn quốc tế được sử dụng để tính điểm số z (trong trường hợp này là các tiêu chuẩn của WHO năm 2006). Giai đoạn này trùng với thời điểm thực hiện ăn dặm ngoài bú mẹ. Suy dinh dưỡng ở trẻ dưới 5 tuổi cũng có liên hệ đáng kể và theo chiều âm với chiều cao của bà mẹ (trừ trường hợp cân nặng theo chiều dài/chiều cao), chỉ số trọng lượng cơ thể mẹ (BMI), chiều cao của bố (trừ trường hợp cân nặng theo

<sup>27</sup> Cesar Victora và các tác giả khác, "Thiếu dinh dưỡng ở bà mẹ và trẻ em: hậu quả đối với sức khỏe người lớn và nguồn nhân lực" The Lancet, Vol 371 (19/ 01/ 2008).

<sup>28</sup> Để tham khảo tài liệu trên thế giới, xem O'Donnell và các tác giả khác, 2007, chương 4 và 10.

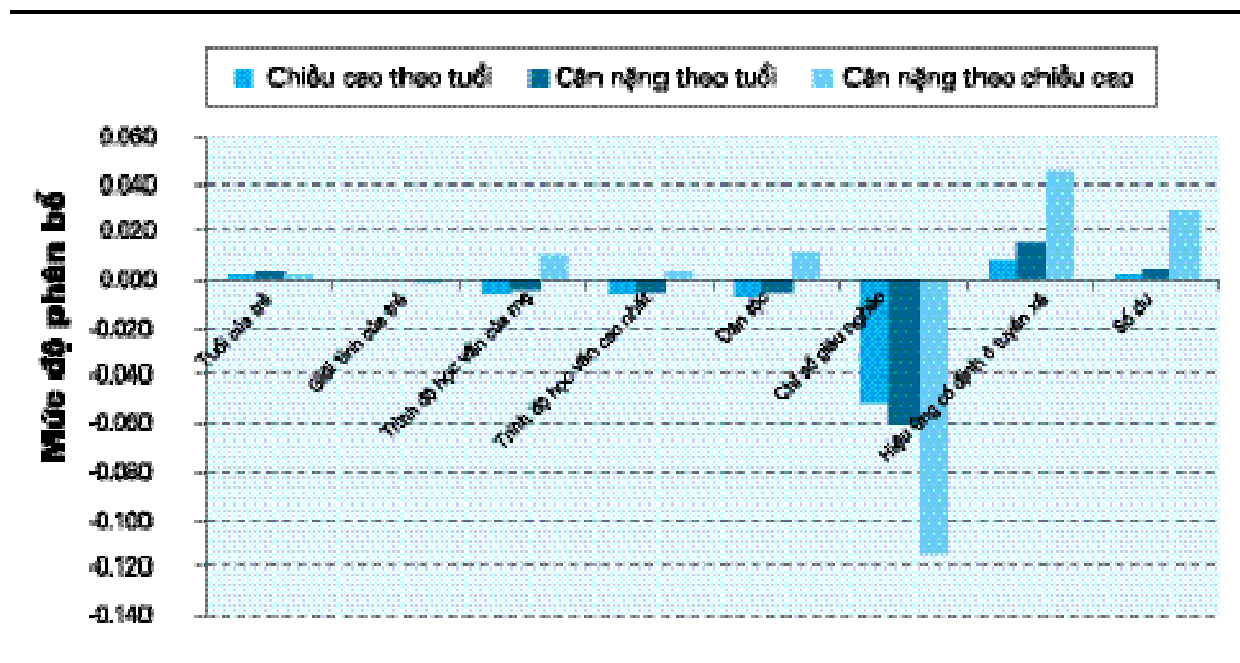
tuổi), trình độ học vấn cao nhất thành viên bất kỳ trong gia đình độ tuổi 15+ hoàn thành (chỉ đáng kể đối với chiều cao theo tuổi và cân nặng theo tuổi trong các mô hình có chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của bố mẹ), người Kinh hay người Hoa (chỉ trong trường hợp chiều cao theo tuổi và cân nặng theo tuổi trong đối với các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của bố mẹ), và chỉ số giàu nghèo (không đáng kể trong trường hợp cân nặng theo chiều dài khi có các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của bố mẹ). Ngược lại, suy dinh dưỡng ở trẻ liên hệ dương và đáng kể với BMI của bố ở cả ba mô hình chỉ số này có mặt, đây là một kết quả ít nhất cũng phù hợp với khả năng người bố đã phải "cạnh tranh" với trẻ dưới 5 tuổi để giành nguồn thực phẩm hạn chế trong thời kỳ này (1987/88-1992/93).<sup>29</sup> Một kết quả bất ngờ, so với các nghiên cứu khác là trình độ học vấn của người mẹ không liên quan nhiều đến suy dinh dưỡng ở trẻ trong bất kỳ mô hình nào.<sup>30</sup> Thay vào đó có một mối liên hệ

âm giữa mức học vấn cao nhất của người lớn trong hộ gia đình (thường, tuy không phải lúc nào cũng là người bố) và suy dinh dưỡng ở trẻ, yếu tố có ý nghĩa thống kê đối với chiều cao theo tuổi và cân nặng theo tuổi trong các mô hình có các chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của bố mẹ.

#### Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng về tình trạng dinh dưỡng ở trẻ

Biểu đồ 21 tổng hợp kết quả phân tích chi tiết CI của cả ba điểm số z, sử dụng hàm số hồi quy ước tính không có chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của bố mẹ (để so sánh với phân tích Điều tra MICS III năm 2006). Kết quả cho thấy chỉ số giàu nghèo là yếu tố tác động lớn nhất (âm) đối với mức bất bình đẳng được quan sát và bị bù trừ phần nào (đặc biệt trong trường hợp điểm số z về cân nặng theo chiều cao/chiều dài) bởi các hiệu ứng cố định ở tuyến xã.

**Biểu đồ 21.** Phân tích chi tiết CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) của điểm số z về chiều cao theo tuổi, cân nặng theo tuổi và cân nặng theo chiều cao/chiều dài ở trẻ dưới 5 tuổi, DTMSVN 1992 -1993



**Nguồn:** Phụ lục 3, bảng 28-30

<sup>29</sup> Có người cho là có mối quan hệ giữa chiều cao của người bố và chiều cao của con so với tuổi trên cơ sở các yếu tố liên quan đến gen, có người cho là không có mối quan hệ sinh học giữa BMI của người bố và chiều cao, trọng lượng ở trẻ so với tuổi. Kết quả thống nhất với cách suy nghĩ này

<sup>30</sup> Các tham số liên quan đến trình độ người mẹ và cấp học cao nhất mà thành viên người lớn bất kỳ trong gia đình có ý nghĩa đáng kể ở mức 0.05 ở cột 1 và 2; ở mức 0.10 ở cột 3.

Phân tích tuyến xã về các hiệu ứng cố định ước tính cho thấy việc sử dụng cùng một bộ tham số diễn giải trong phân tích tử vong ở trẻ dưới 5 tuổi tuyến xã lý giải cho 31-44% mức dao động về các hiệu ứng cố định ước tính trong mô hình điểm số z về chiều cao theo tuổi và cân nặng theo tuổi (so với 9-15% điểm số z về cân nặng theo chiều cao) và các tham số mô phỏng khu vực có ý nghĩa thống kê trong các mô hình về điểm số z chiều cao theo tuổi và cân nặng theo tuổi. Ngoài ra, các hiệu ứng cố định ước tính có liên hệ âm với tất cả các mô hình có tỉ lệ mẫu trẻ dưới 10 tuổi được tiêm chủng đầy đủ (và có ý nghĩa trong mô hình cân nặng theo tuổi) và với chỉ số cung ứng nước sạch và tiện nghi vệ sinh (nhưng không có ý nghĩa ở bất kỳ mô hình nào).

## Ước tính từ số liệu hiện tại tại ĐTM SHGD năm 2006

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Phân tích chi tiết về tình trạng dinh dưỡng ở trẻ dưới 5 tuổi được thực hiện bằng cách sử dụng số liệu nhân trắc học được Viện Dinh dưỡng Quốc gia thu thập có liên hệ với ĐTM SHGD năm 2006. Chiều cao và cân nặng của trẻ dưới 5 tuổi được chuyển đổi thành điểm số z (giá trị chuẩn hoá theo tuổi) sử dụng tiêu chuẩn tăng trưởng trẻ em quốc tế của WHO năm 2006, cũng là các tiêu chuẩn sử dụng trong phân tích ĐTM SVN năm 1992/93. Tuy số liệu nhân trắc học năm 2006 cho thấy suy dinh dưỡng vẫn ở mức cao (34% trẻ dưới 5 tuổi còi cọc, 21% thiếu cân) nhưng trong năm 1992/93 các tỉ lệ này lại giảm đáng kể. Phân tích dưới đây tập trung vào bất bình đẳng trong các chỉ số của năm 2006.

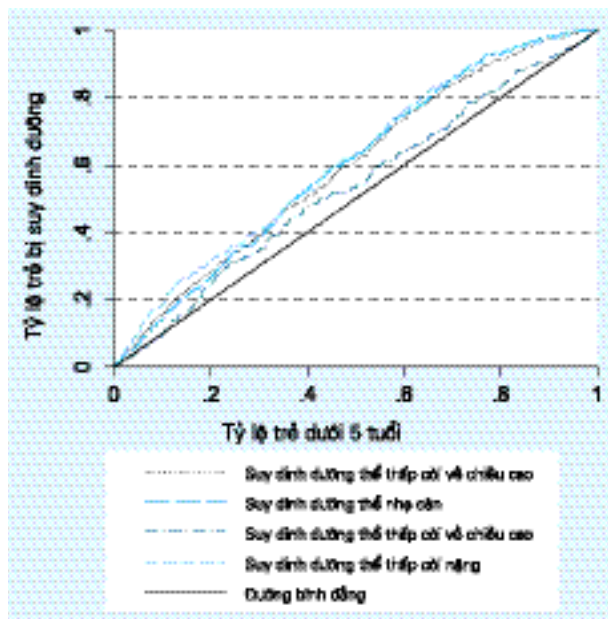
Biểu đồ 22 trình bày đường cong bất bình đẳng của bốn chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của trẻ, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các đường cong bất bình đẳng này cho thấy có sự bất bình đẳng đáng kể ở hai chỉ số (tình trạng thấp còi và thiếu cân tương đối) theo hướng bất lợi cho người nghèo (CI tương ứng là -0,186 và -0,198, đều có ý nghĩa thống kê). Khi so sánh Biểu đồ 20 và 22, các số liệu cũng cho thấy mức độ tương đối tình trạng thấp còi và thiếu cân có tăng từ 1992/93 đến 2006.

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định các yếu tố có liên hệ mật thiết nhất đến giá trị âm điểm số z trong ba chỉ số nhân trắc học (sử dụng giá trị âm của điểm số z làm tham số phía bên trái có nghĩa rằng hệ số dương trong phép hồi quy có thể được diễn giải là có liên quan đến suy dinh dưỡng).

Các kết quả này cho thấy có sự suy giảm mạnh trong tình trạng dinh dưỡng trong năm đầu đời, sau đó diễn biến ổn định theo ảnh hưởng của độ tuổi của trẻ. Suy dinh dưỡng ở trẻ dưới 5 tuổi cũng có ý nghĩa và liên hệ ngược chiều với chỉ số giàu nghèo (nhưng không có ý nghĩa trong trường hợp cân nặng theo chiều dài). Giới tính của trẻ, học vấn của bà mẹ, học vấn của người lớn trong gia đình và dân tộc là những nhân tố không có ý nghĩa thống kê có ảnh hưởng đến bất kỳ chỉ số suy dinh dưỡng nào ở trẻ. Không thể khảo sát mối liên hệ với các chỉ số suy dinh dưỡng ở người lớn vì các chỉ số

**Biểu đồ 22.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) của trẻ em dưới 5 tuổi bị thấp còi, thiếu cân, còi cọc tương đối và thấp còi nghiêm trọng, ĐTM SHGD năm 2006



**Chú ý:** Thấp còi nghiêm trọng được định nghĩa là có điểm số z dưới -3.

**Nguồn:** ĐTM SHGD 2006

nhân trắc học người lớn không có trong số liệu của Viện Dinh dưỡng Quốc gia năm 2006. Không có thông tin nào về tôn giáo trong ĐTM SHGD 2006 nên không thể phân tích ảnh hưởng của yếu tố này.

### Phân tích chi tiết bất bình đẳng về tình trạng dinh dưỡng ở trẻ

Biểu đồ 23 tổng hợp kết quả phân tích CI của cả ba điểm số z, sử dụng các hàm hồi quy ước tính đã trình bày ở trên. Kết quả cho thấy chỉ số giàu nghèo có vai trò lớn gây ra sự bất bình đẳng được quan sát về chiều cao theo tuổi và cân nặng theo tuổi, tiếp đến là trung vị học vấn của người lớn trong hộ gia đình và các hiệu ứng cố định ở tuyến xã (đối với cân nặng theo tuổi). Về điểm số z của cân nặng theo chiều cao, các hiệu ứng cố định ở tuyến xã cho đến nay có vai trò lớn nhất trong tất cả các tác nhân được quan sát. Học vấn của bà mẹ bù trừ phần nào các yếu tố khác này trong trường hợp điểm số z cân nặng theo chiều cao và cân nặng theo tuổi.

## Số liệu tuyến tính

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

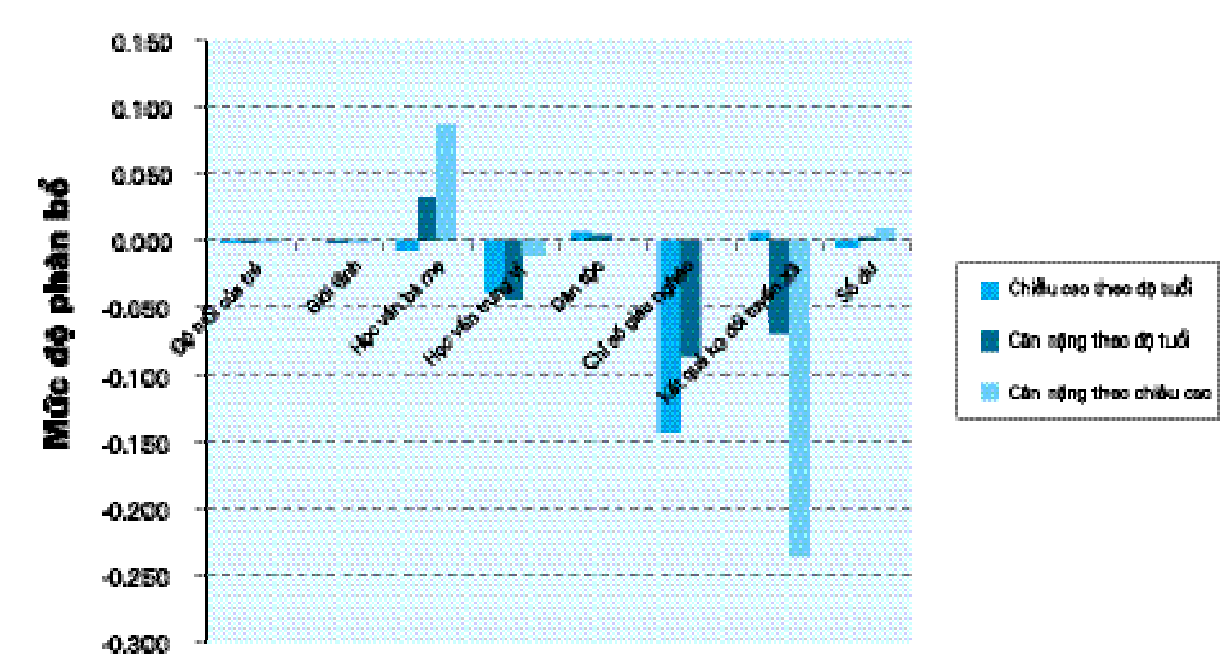
Biểu đồ 24 trình bày các đường cong bất bình đẳng của

ba chỉ số nhân trắc học của trẻ dưới 5 tuổi ở 64 tỉnh thành năm 2005. Số liệu tuyến tính về tình trạng dinh dưỡng của trẻ dựa trên khảo sát quốc gia về tình trạng dinh dưỡng ở trẻ do Viện Dinh dưỡng Quốc gia thực hiện hàng năm. Các đường cong bất bình đẳng cho thấy có sự bất bình đẳng với mức độ vừa phải theo hướng bất lợi cho trẻ nghèo ở cả ba chỉ số, mặc dù mức độ bất bình đẳng trong trường hợp còi cọc tương đối có thấp hơn (CI = -0,071 so với -0,136 của thấp còi và -0,122 của thiếu cân). Khi diễn giải các tính toán tuyến tính về bất bình đẳng trong tình trạng dinh dưỡng cần chú ý rằng các ước tính này chỉ phản ánh sự bất bình đẳng giữa các tỉnh chứ không phải bất bình đẳng trong một tỉnh, trong khi đó các ước tính về mức độ bất bình đẳng dựa trên số liệu điều tra hộ gia đình lại thể hiện cả hai loại bất bình đẳng.

### Phân tích hồi quy

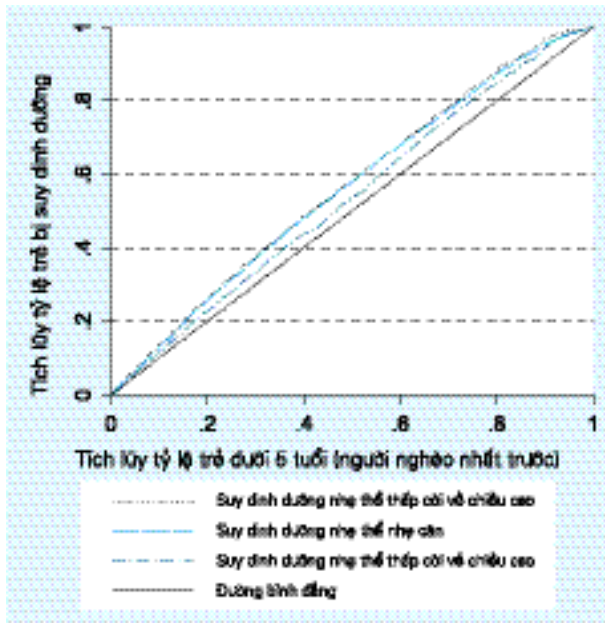
Phân tích hồi quy tuyến tính trên ba chỉ số nhân trắc học cho thấy tình trạng thấp còi và thiếu cân vừa phải liên quan đáng kể đến thu nhập hộ gia đình trên đầu người trung vị (âm), tỷ lệ dân số là người dân tộc thiểu số (dương, chỉ có ý nghĩa ở mức 0,10 đối với thấp còi), tỷ lệ mắc sốt rét hàng năm (dương, chỉ ở mức 0,10 đối với tình trạng thiếu cân vừa phải), và mật độ dân số

**Biểu đồ 23.** Phân tích chi tiết CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) của điểm số z về chiều cao theo tuổi, cân nặng theo tuổi, cân nặng theo chiều cao/chiều dài ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTM SHGD 2006



Nguồn: Phụ lục 4, Bảng 22-24

**Biểu đồ 24.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người năm 2005) về thấp còi, thiếu cân và còi cọc tương đối ở trẻ dưới 5 tuổi tại 64 tỉnh năm 2005



**Nguồn:** Viện Dinh dưỡng Quốc gia (Niên giám Thống kê Y tế 2005)

(âm, nhưng có ý nghĩa đối với trường hợp thấp còi và chỉ ở mức 0,10). Các kết quả này phù hợp với dự tính ban đầu. Ngược lại, không có tham số diễn giải nào có liên quan đáng kể đến còi cọc vừa phải (mặc dù thu nhập và đô thị hoá đều có ý nghĩa). Điều bất ngờ duy nhất là không có chỉ số nhân trắc học nào có liên quan đáng kể đến trình độ học vấn của người lớn trong độ tuổi 20-29 (mặc dù quan hệ tính được đối với cả 3 chỉ số có giá trị âm).

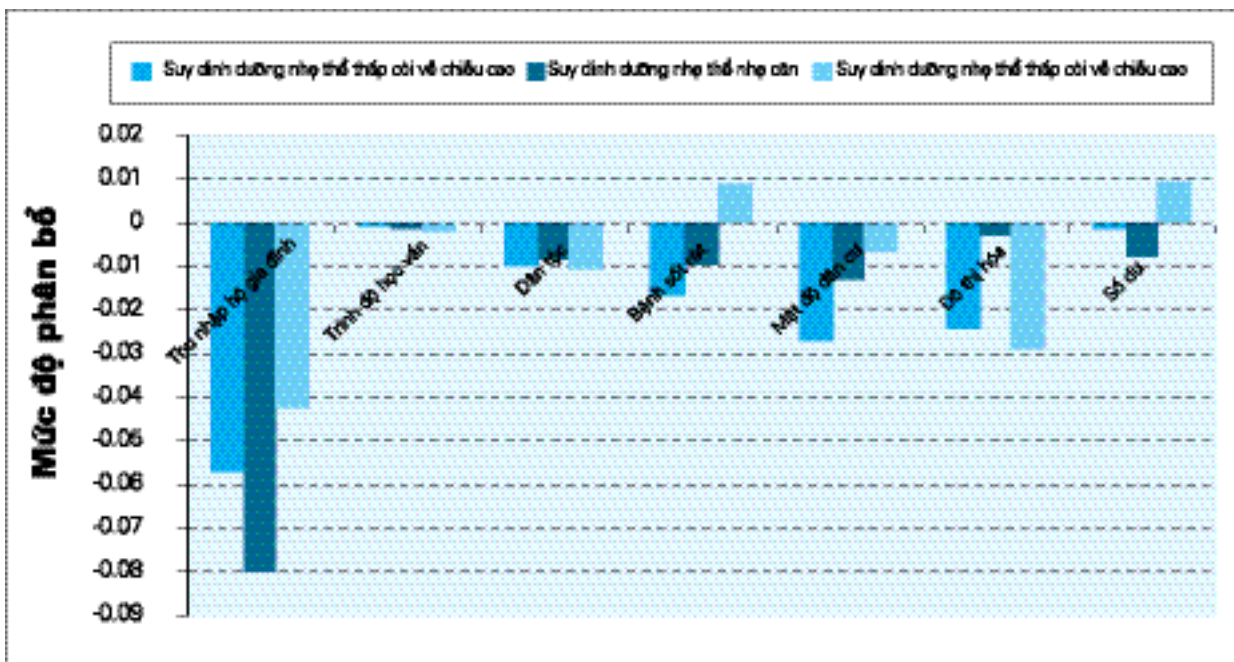
*Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng*

Phân tích chi tiết CI tuyến tính ba chỉ số nhân trắc học (Biểu đồ 25) cho thấy thu nhập là yếu tố lớn nhất góp phần vào sự bất bình đẳng được quan sát ở cả ba chỉ số, tiếp đến là mật độ dân số, đô thị hoá (trừ tình trạng thiếu cân vừa phải), dân tộc và tỷ lệ mắc sốt rét (ngoại trừ còi cọc vừa phải).

**Kết luận**

Về tình trạng suy dinh dưỡng của trẻ dưới 5 tuổi có sự bất bình đẳng ở mức độ vừa phải, tăng đáng kể cho tới năm 2006, mặc dù tỷ lệ suy dinh dưỡng bình quân ở trẻ giảm. Bất bình đẳng trong thu nhập hộ gia đình có lẽ là nguyên nhân chính góp phần gây bất bình đẳng trước

**Biểu đồ 25.** Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) ba chỉ số nhân trắc học năm 2005



**Nguồn:** Phụ lục 5, Bảng 7-9

đây và cho đến nay vẫn như vậy, trong khi các yếu tố tuyến xã cũng góp phần đáng kể vào tỉ lệ lưu hành tình trạng thiếu cân và còi cọc tương đối. Phân tích tuyến tính năm 2005 cho thấy chênh lệch thu nhập giữa các tỉnh là nguyên nhân chủ yếu dẫn đến bất bình đẳng được quan sát về tình trạng thấp còi và thiếu cân tương đối ở trẻ dưới 5 tuổi.

## Mức sinh

Mức sinh là một chỉ số đặc biệt quan trọng xác định tỉ lệ tử vong bà mẹ do nó quyết định mức độ phơi nhiễm của phụ nữ đối với nguy cơ tử vong mẹ. Mối quan hệ quan trọng này thường bị lãng quên do phần lớn các thảo luận về tử vong bà mẹ thường tập trung vào tỉ lệ tử vong bà mẹ, mà tỉ lệ này lại phụ thuộc vào mức sinh.<sup>31</sup> Nhiều nghiên cứu hành vi cũng cho thấy có mối liên hệ đáng kể giữa tử vong trẻ sơ sinh và khoảng cách giữa các lần sinh. Tuy nhiên chưa thực sự có mối liên hệ nhân quả giữa khoảng cách giữa các lần sinh và tử vong trẻ sơ sinh.

## Số liệu hiện tại

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

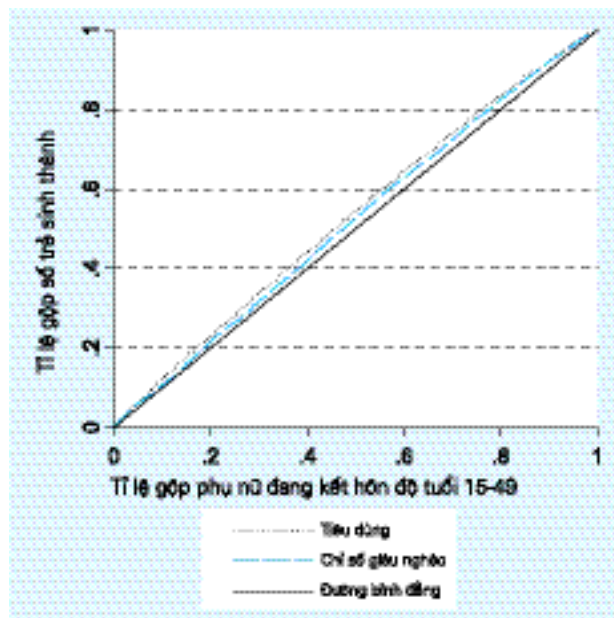
Như đã nêu trên, ĐTMSVN năm 1992/93 thu thập số liệu tiền sử sinh đầy đủ ở phụ nữ độ tuổi 15-49. Tuy nhiên, Điều tra MICS III lại chỉ thu thập số liệu về số con sinh thành (CEB). Vì vậy, để tiện so sánh, báo cáo này sẽ tập trung vào CEB. Biểu đồ 26 trình bày đường cong bất bình đẳng về số lượng CEB của phụ nữ hiện đã kết hôn trong độ tuổi 15-49 dựa trên hai LMS lựa chọn (là tiêu dùng đầu người tính trực tiếp và chỉ số giàu nghèo). Các đường cong bất bình đẳng cho thấy chỉ có một mức độ bất bình đẳng nhỏ về mức sinh tích lũy trong các năm 1992/93, theo hướng bất lợi cho người nghèo (có nghĩa là mức sinh cao hơn đôi chút ở người nghèo).<sup>32</sup> CI tương ứng là -0,065 (tiêu dùng đầu người) và -0,079 (chỉ số giàu nghèo). Cả hai đều có ý nghĩa thống kê nhưng mức chênh lệch giữa chúng không đáng kể. Khi sử dụng chỉ số giàu nghèo để xác định nhóm ngũ phân vị theo dân số, số CEB trung vị ở nhóm ngũ phân vị nghèo nhất năm 1992/93 là 3,1 so với 2,5 ở nhóm ngũ phân vị giàu nhất, tức là chênh lệch

chỉ có 0,6 ca sinh.

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định xác định các nhân tố liên quan đến mức sinh gộp của phụ nữ hiện đang kết hôn (tức là số lượng trẻ sinh thành hay CEB). CEB là tham số đếm (tức là CEB = 0, 1, 2, 3, ...), các mô hình phía bên trái loại này thường được phân tích bằng các mô hình thống kê phi tuyến tính như hàm hồi quy Poisson hoặc hồi quy nhị thức âm. Tuy vậy, cần sử dụng một mô hình hồi quy tuyến tính (hoặc cận tuyến tính của mô hình phi tuyến tính) trong phân tích chi tiết. Do vậy, hai mô hình thống kê thay thế được sử dụng là: một mô hình hồi quy tuyến tính và một mô hình hiệu ứng cố định Poisson. Các tham số diễn giải bao gồm độ tuổi phụ nữ, cấp học cao nhất mà phụ nữ hoàn thành, cấp học trung vị mà thành viên gia đình từ 15 tuổi trở lên hoàn thành, một biến mô

**Biểu đồ 26.** Đường cong bất bình đẳng về số lượng trẻ sinh thành (CEB) của phụ nữ hiện đã kết hôn trong độ tuổi 15-49 sử dụng hai LSM khác nhau, ĐTMSVN 1992/93



**Nguồn:** ĐTMSVN năm 1992/93

<sup>31</sup> Thí dụ xem Oona Campbell và các tác giả khác, "Các chiến lược giảm tử vong ở bà mẹ: phối hợp với chiến lược có hiệu quả," The Lancet (28/ 09/ 2006).

<sup>32</sup> Giả định rằng mức sinh cao hơn "bất lợi cho người nghèo", vì làm tăng nguy cơ tử vong bà mẹ và do mức sinh cao ở các nhóm có thu nhập thấp góp phần gây nghèo đói qua các giai đoạn.

phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay người Hoa, chỉ số giàu nghèo (chỉ số "thu nhập thường xuyên"), và các tham số mô phỏng nhằm xác định các hiệu ứng cố định tuyến xã hay tuyến trên. Các tham số về tôn giáo của chủ hộ không được đưa vào mô hình vì luôn luôn không có ý nghĩa và dù có đưa vào hay không cũng không ảnh hưởng đến dấu hay mức ý nghĩa của các hệ số đo đạc khác.

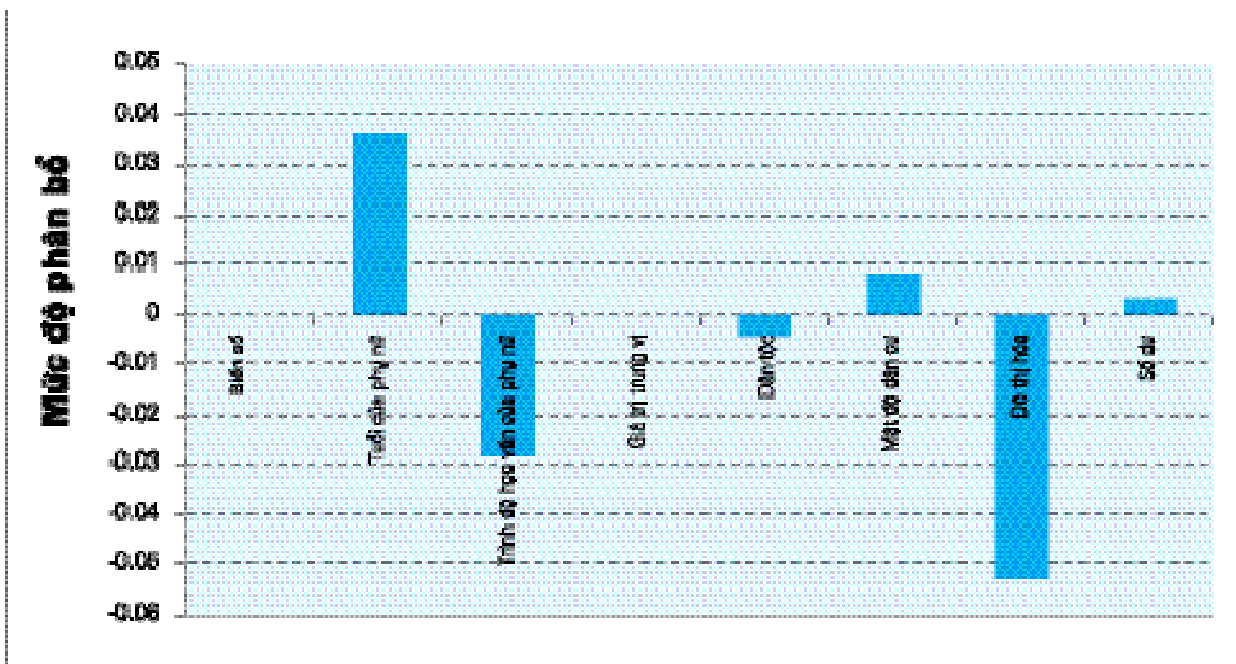
Kết quả của mô hình hồi quy tuyến tính cho thấy CEB có liên hệ đáng kể đến độ tuổi của phụ nữ hiện đang kết hôn, như đã dự tính trước (dương, có dạng đồ thị dốc giảm dần theo theo), trình độ học vấn của người phụ nữ (âm). CEB không có liên hệ đáng kể với chỉ số giàu nghèo, trình độ học vấn của người lớn trong hộ gia đình hoặc dân tộc. Hiệu ứng cận biên ước tính theo mô hình hồi quy hiệu ứng cố định Poisson, tương ứng với các hệ số ước tính trong mô hình hồi quy tuyến tính, giống nhau trên hầu hết các khía cạnh. Tuy nhiên, hiệu ứng cận biên ước tính ở giá trị trung vị mẫu trong học vấn của người phụ nữ thấp hơn đáng kể về mức độ so với hệ số ước tính tương ứng trong mô hình hồi quy tuyến tính. Trong trường hợp này, tốt nhất nên xem phần giải thích trong phân tích chi tiết dưới đây.

*Phân tích chi tiết bất bình đẳng trong mức sinh*

Phân tích chi tiết CI của CEB được tiến hành bằng cách sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính ước tính và chỉ số giàu nghèo làm LSM. Kết quả phân tích chi tiết được tổng hợp trong Biểu đồ 27. Các kết quả này cho thấy rằng hiệu ứng cố định ở tuyến xã và học vấn của người phụ nữ góp phần nhiều nhất vào CI (âm), và được bù trừ phần nào bởi đóng góp dương của độ tuổi phụ nữ và chỉ số giàu nghèo.

Việc các hiệu ứng cố định tuyến xã bổ sung chứ không bù trừ tác động của học vấn phụ nữ là khá bất ngờ ở Việt Nam, nếu xét đến sự vững mạnh của chương trình kế hoạch hoá gia đình vào thời điểm này (mặc dù chỉ có thông tin hạn chế về hiệu quả của chương trình kế hoạch hoá gia đình giai đoạn trước 1990). Tuy nhiên, phân tích hồi quy tuyến xã về các hiệu ứng cố định ước tính tuyến xã cho biết nhiều thông tin trong trường hợp này. Các tham số diễn giải được sử dụng bao gồm giá trị trung vị chỉ số giàu nghèo của xã mẫu, tỷ lệ trung vị dân số các hộ gia đình có chủ hộ là người Kinh hay người Hoa của xã mẫu, số cấp học trung vị người lớn độ tuổi 15+ trong hộ gia đình hoàn thành của xã mẫu, tỷ

**Biểu đồ 27.** Phân tích chi tiết CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) số lượng trẻ sinh thành (CEB) của phụ nữ hiện đang kết hôn trong độ tuổi 15-49, ĐTMSVN 1992/93.



Nguồn: Phụ lục3, Bảng 41

lệ trẻ em đã tử vong ở xã mẫu, chỉ số khoảng cách đến cơ sở y tế (chỉ áp dụng cho các xã ở nông thôn) và các tham số mô phỏng áp dụng cho các phường và khu vực thành thị. Các tham số diễn giải giải thích được 55% biến thiên trong các hiệu ứng cố định ước tính đối với tất cả các xã mẫu (N=150) và 35% các xã nông thôn (N=113). Kết quả của toàn bộ các xã cũng như các xã nông thôn cho thấy mức sinh có liên hệ đáng kể đến chỉ số giàu nghèo (âm), dân tộc Kinh/Hoa (dương), tử vong trẻ em (dương), đô thị hoá (âm), khu vực (tất cả các vùng đều cao hơn đồng bằng sông Hồng và đồng bằng sông Cửu Long). Điều ngạc nhiên là các hiệu ứng cố định ước tính ở các xã không có liên quan đáng kể đến trình độ học vấn của người lớn hay chỉ số tiếp cận cơ sở y tế ở các xã nông thôn.

## Ước tính từ số liệu hiện tại Điều tra MICS III năm 2006

Điều tra MICS III năm 2006 thu thập số liệu về số lượng CEB ở 6250 phụ nữ độ tuổi 15-49. Biểu đồ 28 trình bày đường cong bất bình đẳng về số lượng CEB, sử dụng bốn LSM khác nhau. Các số liệu này cho thấy có sự bất bình đẳng ở mức độ vừa phải trong phân bố CEB năm 2006, bất lợi cho người nghèo (cũng như các năm 1992/93). CI ước tính dao động từ -0,061 đến -0,074 và đều có ý nghĩa thống kê. Các CI dựa trên chỉ số giàu nghèo gần như giống với ĐTMSVN năm 1992/93 và Điều tra MICS III năm 2006 (tương ứng là -0,079 và -0,074), cho thấy rằng không có thay đổi đáng kể nào về mức độ bất bình đẳng trong mức sinh gộp trong giai đoạn 1992/93-2006.

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định các tác nhân liên quan chính có liên hệ với mức sinh gộp của phụ nữ hiện đang kết hôn được thực hiện với ĐTMSVN 1992/93. Một mô hình hồi quy tuyến tính được sử dụng để phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng.

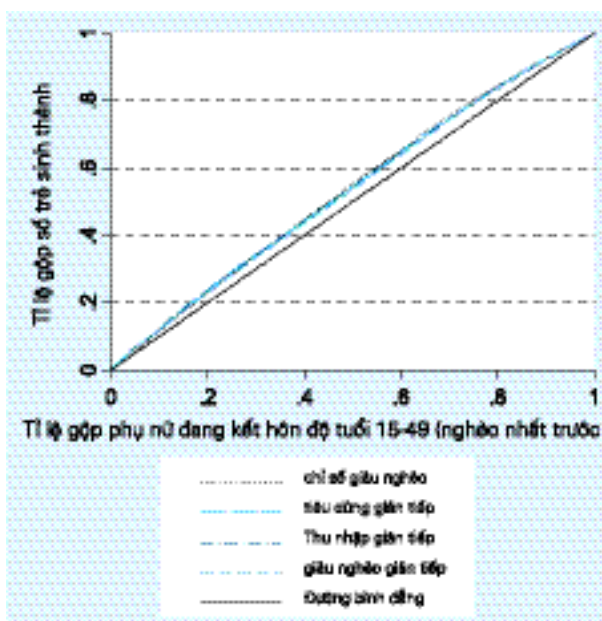
Kết quả của mô hình hồi quy tuyến tính cho thấy CEB có liên hệ đáng kể với độ tuổi phụ nữ hiện đang kết hôn (dương), học vấn của phụ nữ (âm), học vấn của người lớn trong gia đình (dương), và chỉ số giàu nghèo (âm).

### Phân tích chi tiết bất bình đẳng trong mức sinh

Phân tích chi tiết CI của CEB được thực hiện sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính ước tính và chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các kết quả của phân tích chi tiết được tổng hợp trong Biểu đồ 29. Các kết quả này cho thấy các hiệu ứng cố định tuyến xã, chỉ số giàu nghèo và học vấn của phụ nữ có vai trò lớn nhất trong CI (âm), đồng thời vai trò của các yếu tố này cũng phần nào bị bù trừ với đóng góp dương của độ tuổi phụ nữ và học vấn người lớn trong gia đình.

Phân tích hồi quy tuyến xã về các hiệu ứng cố định ước tính cho một số kết quả đáng chú ý. Các tham số diễn giải được sử dụng gồm giá trị trung vị chỉ số giàu nghèo của xã mẫu, các chỉ số về điều kiện sống (nước, vệ sinh, diện tích nhà ở, nhiên liệu nấu nướng), tỉ lệ trung vị dân số các hộ gia đình có chủ hộ là người Kinh hay Hoa của xã mẫu, số trung vị cấp học người lớn độ tuổi 15+ hoàn thành của xã mẫu, tỉ lệ trẻ được tiêm chủng đầy đủ của xã mẫu,

**Biểu đồ 28.** Đường cong bất bình đẳng về số lượng trẻ sinh thành (CEB) của phụ nữ trong độ tuổi 15-49 sử dụng các LSM khác nhau, Điều tra MICS III 2006



Source: 2006 MICS III

tỷ lệ trung vị hộ gia đình có chủ hộ là người Công giáo hay Phật giáo của xã mẫu, và các tham số mô phỏng áp dụng cho phường và khu vực thành thị. Ở các khu vực nông thôn còn sử dụng thêm các tham số chỉ khoảng cách đến cơ sở y tế và đường xá trong xã. Các tham số này giải thích được 57-62% mức dao động trong các hiệu ứng cố định ước tính (tuỳ vào mẫu - toàn bộ xã mẫu hay chỉ các xã nông thôn). Kết quả cho thấy các hiệu ứng cố định tuyến xã về mức sinh hầu hết đều có liên hệ chặt chẽ với tỷ lệ người Công giáo cao trong xã và tỷ lệ người Kinh hay Hoa cao trong xã. Các yếu tố khu vực cũng có vai trò quan trọng.

### Số liệu tuyến tỉnh

#### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 30 trình bày đường cong bất bình đẳng về số ca sinh năm 2004-2005 ở 64 tỉnh thành. Ước tính về số ca sinh là các ước tính gián tiếp sử dụng số liệu từ Khảo sát Biến động Dân số và Kế hoạch hoá Gia đình năm 2005. Số liệu cho thấy rằng có bất bình đẳng với mức độ vừa phải trong mức sinh ở tuyến tỉnh theo hướng bất lợi cho người nghèo trong năm 2005 (CI = -0,079).

#### Phân tích hồi quy

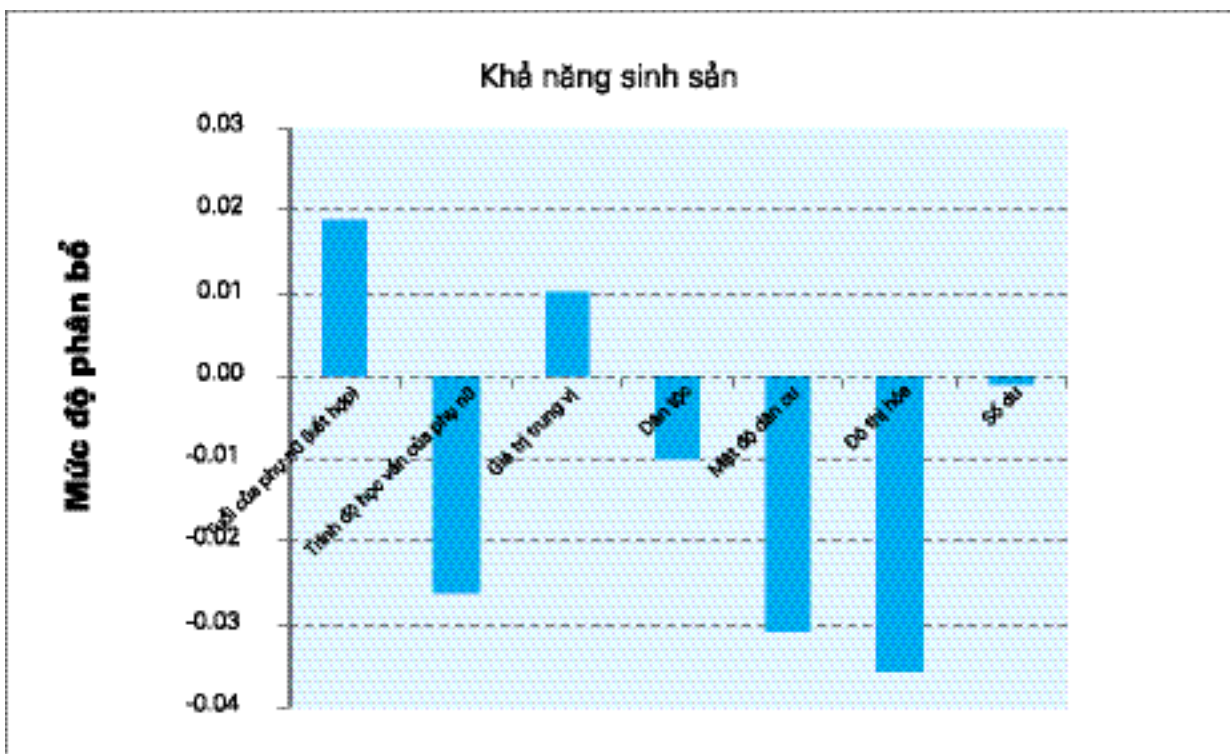
Phân tích hồi quy tuyến tính về tổng mức sinh (TFR) năm 2005 cho thấy TFR có liên quan đáng kể đến tỷ lệ tử vong ở trẻ sơ sinh năm 2005 (dương), thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng trung vị (âm), số năm học trung vị của người lớn độ tuổi 20-29 (dương, nhưng chỉ ở mức 0,10), và với tỷ lệ dân số thành thị (dương nhưng chỉ ở mức 0,10). Mối quan hệ dương giữa mức sinh và thành thị hoá là một kết quả bất ngờ.

#### Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 31 tổng hợp kết quả phân tích chi tiết CI về số lượng ca sinh ở 64 tỉnh trong năm 2004/05. Các kết quả cho thấy thu nhập và tử vong sơ sinh là những nguyên nhân chính gây bất bình đẳng trong mức sinh (bất lợi cho người nghèo) trong khi phần đóng góp âm của các yếu tố này phần nào bị bù trừ bởi đóng góp dương của yếu tố đô thị hoá.

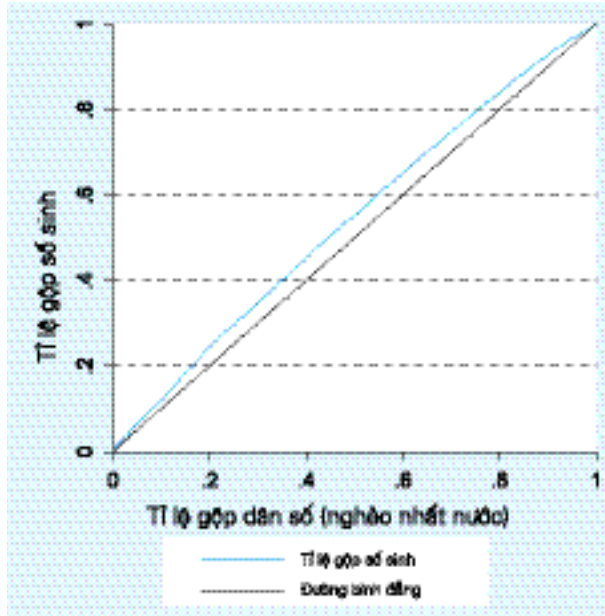
Biểu đồ 31. Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng trung vị năm 2005) về mức sinh, 2005

**Biểu đồ 29.** Phân tích chi tiết CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) số lượng trẻ sinh thành (CEB) của phụ nữ hiện đang kết hôn, độ tuổi 15-49, Điều tra MICS III 2006



Nguồn: Phụ lục 4, Bảng 17

**Biểu đồ 30.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình bình quân đầu người hàng tháng trung vị năm 2005) về mức sinh ở 64 tỉnh thành năm 2004/05



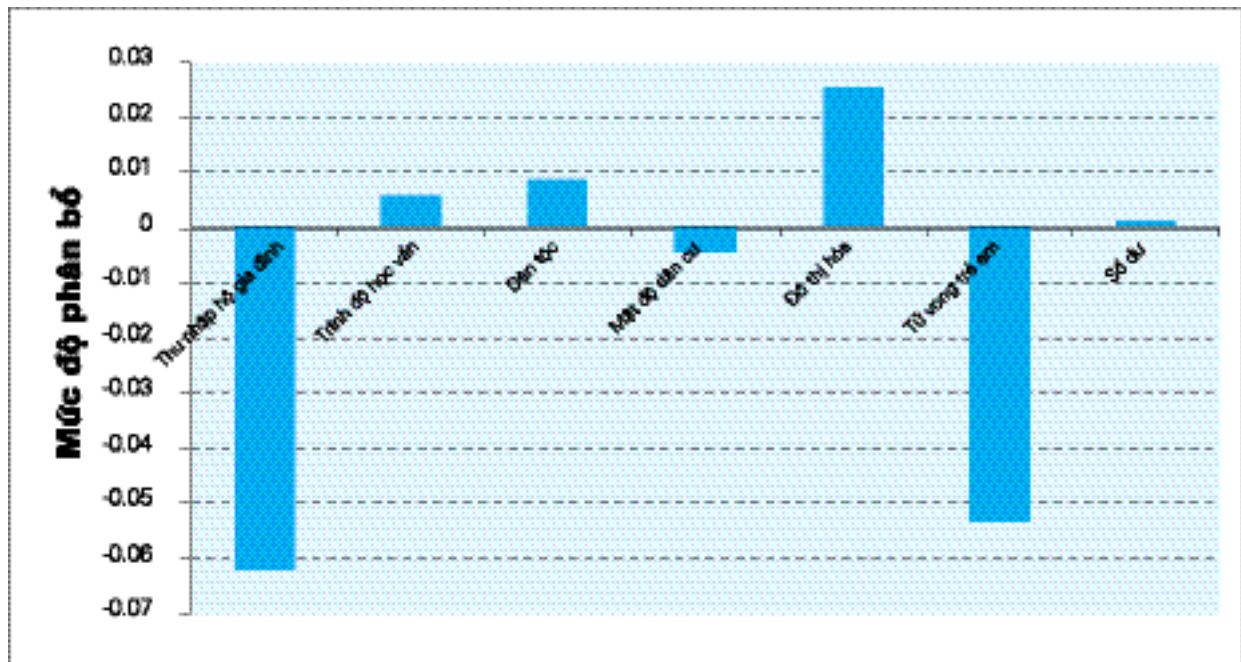
**Nguồn:** Khảo sát Biến động Dân số và Kế hoạch hoá Gia đình năm 2005 (TCTK)

Nguồn: Phụ lục 5, bảng 11

Kết luận

Ở Việt nam vẫn tồn tại sự bất bình đẳng ở mức độ vừa phải trong mức sinh theo hướng bất lợi cho người nghèo và có thể đã không thay đổi trong thời kỳ từ 1992/93 đến 2006. Trong cùng thời kỳ này, tổng mức sinh tiếp tục giảm từ 3,3 con một phụ nữ giai đoạn 1989-1994 tới gần mức sinh thay thế năm 2004. Việc bất bình đẳng trong mức sinh hầu như không thay đổi trong thời kỳ này là khá bất ngờ bởi vì Việt Nam có một chương trình kế hoạch hoá gia đình mạnh và có hiệu quả rõ ràng trong thời gian này. Các yếu tố chính lý giải cho sự bất bình đẳng trong mức sinh gộp quan sát được trong năm 1992/93 là trình độ giáo dục của phụ nữ và các hiệu ứng cố định ở tuyến xã, trong khi năm 2006, ngoài hai yếu tố này còn có thêm học vấn của người lớn trong gia đình và chỉ số giàu nghèo. Các hiệu ứng cố định năm 1992/93 chủ yếu thể hiện biến động ở tuyến xã về "thu nhập" bình quân hộ gia đình. Năm 2006, "thu nhập" bình quân hộ gia đình ở tuyến xã không còn là một yếu tố quan trọng giải thích cho các

**Biểu đồ 31.** Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng trung vị năm 2005) về mức sinh, 2005



**Nguồn:** Phụ lục 5, bảng 11

hiệu ứng cố định ở tuyến xã nữa. Trên thực tế, tỉ lệ Công giáo và tỉ lệ người Kinh hay Hoa trong cộng đồng mới là những yếu tố lý giải phần nhiều các hiệu ứng cố định ở tuyến xã trong khi các yếu tố bù trừ là trình độ học vấn bình quân trong cộng đồng và tỉ lệ tiêm chủng (thay thế cho hiệu quả của các can thiệp y tế). Yếu tố

vùng sinh sống cũng là một yếu tố quan trọng lý giải cho các hiệu ứng cố định ở tuyến xã cho thấy các mức hiệu quả khác nhau của chính sách kế hoạch hoá gia đình ở các vùng khác nhau. Năm 2004/05, ở tuyến tỉnh, các yếu tố chính góp phần vào bất bình đẳng là thu nhập và tử vong trẻ sơ sinh.

## PHẦN 5

# BẤT BÌNH ĐẲNG TRONG CÁC CHỈ SỐ TRUNG GIAN QUAN TRỌNG

Trong phần này của báo cáo phân tích thực trạng, chúng tôi sẽ bàn luận về bất bình đẳng trong các chỉ số trung gian chính có liên hệ nhân quả với tử vong bà mẹ và trẻ em. Thông tin chi tiết về toàn bộ các phân tích được trình bày trong phần này được cung cấp tại Phụ lục 3 (đối với ĐTMSVN 1992/1993) hoặc Phụ lục 4 (đối với Điều tra MICS III) và ở Phụ lục 6 (đối với ĐTMSHGĐ 2006). Chúng tôi sẽ tập trung thảo luận vào các chỉ số trung gian có số liệu so sánh trong ĐTMSVN năm 1992/93 và Điều tra MICS III năm 2006 hoặc ĐTMSHGĐ năm 2006, chẳng hạn như kế hoạch hoá gia đình, khám thai, sản hộ sinh, tiêm chủng và khám chữa bệnh. Một số chỉ số trung gian khác không được thảo luận ở đây vì các lý do sau:

### *Nuôi con bằng sữa mẹ và các cách nuôi trẻ sơ sinh khác:*

Không có số liệu tương ứng trong ĐTMSVN năm 1992/93 và cỡ mẫu thường khá nhỏ đối với hầu hết các chỉ số nuôi con bằng sữa mẹ, ngay cả trong Điều tra MICS III 2006. Số liệu trong Điều tra MICS III cho thấy tồn tại một mức độ bất bình đẳng nhỏ có lợi cho trẻ sơ sinh nghèo về chỉ số cho con bú trong vòng 1 giờ sau khi sinh (CI = -0,035); một mức độ bất bình đẳng nhỏ có lợi cho trẻ sơ sinh giàu về chỉ số trẻ từ 0-5 tháng tuổi được bú mẹ hoàn toàn (CI = +0,017); một mức độ bất bình đẳng rất nhỏ có lợi cho trẻ sơ sinh nghèo trong chỉ số trẻ 6-8 tháng tuổi được cho bú mẹ kết hợp với ăn dặm ít nhất hai lần trong 24 giờ trước (CI = -0,004), và một mức độ bất bình đẳng rất nhỏ có lợi cho trẻ sơ sinh giàu về chỉ tiêu trẻ 0-11 tháng tuổi được "nuôi đầy đủ" (CI = +0,002).<sup>33</sup> Chỉ số nuôi dưỡng trẻ sơ sinh có phân bố không đồng đều nhất theo hướng có lợi cho trẻ nghèo là trẻ 20-23 tháng tuổi được tiếp tục cho bú mẹ theo như khuyến cáo (CI = -0,162).

Bổ sung Vitamin A: Không có số liệu tương ứng trong ĐTMSVN năm 1992/93. Số liệu của Điều tra MICS III năm 2006 cho thấy có mức độ bất bình đẳng cao theo hướng có lợi cho phụ nữ giàu về việc phụ nữ độ trong tuổi 15-49 có được bổ sung Vitamin A trong vòng 2 tháng sau khi sinh trong 2 năm trước hay không (CI = +0,180, sử dụng chỉ số giàu nghèo). Số liệu từ Điều tra MICS III năm 2006 cũng cho thấy có sự bất bình đẳng với mức độ nhỏ có lợi cho trẻ giàu trong việc trẻ dưới 5 tuổi có được bổ sung Vitamin A (CI = +0,029, dựa trên chỉ số giàu nghèo) hoặc trẻ dưới 5 tuổi có được bổ sung vitamin A trong vòng 12 tháng trước hay không (CI = +0,049). Mức chênh lệch có thể được lý giải do việc bổ sung Vitamin A được thực hiện thông qua chương trình tiêm chủng quốc gia trong khi đó không có chương trình tương ứng để bổ sung Vitamin A giai đoạn hậu sản.

Phòng chống sốt rét: Không có số liệu tương ứng trong ĐTMSVN năm 1992/93. Số liệu từ Điều tra MICS III năm 2006 cho thấy số lượng màn trên thành viên hộ gia đình có phân bố không đều theo hướng có lợi cho người nghèo (CI = -0,283). Tuy nhiên, điều này có thể phản ánh một thực tế là người nghèo chủ yếu sống ở các khu vực mà bệnh sốt rét vẫn lưu hành. Cũng vì lý do trên nên khó có thể diễn giải được mức độ bất bình đẳng về các chỉ số phòng chống sốt rét khác.

### *Kế hoạch hoá gia đình*

Kế hoạch hoá gia đình là một chỉ số mức sinh quan trọng, xác định nguy cơ tử vong bà mẹ suốt đời ở phụ nữ. Kế hoạch hoá gia đình cùng với các biện pháp nạo phá thai an toàn được xem là những can thiệp có hiệu quả chi phí nhất trong phòng ngừa tử vong bà mẹ trong

<sup>33</sup> Cho ăn đúng cách được định nghĩa là chỉ bú sữa mẹ đối với trẻ 0-5 tháng tuổi, bú sữa mẹ và ăn bổ sung ít nhất 3 lần một ngày đối với trẻ 6-11 tháng tuổi.

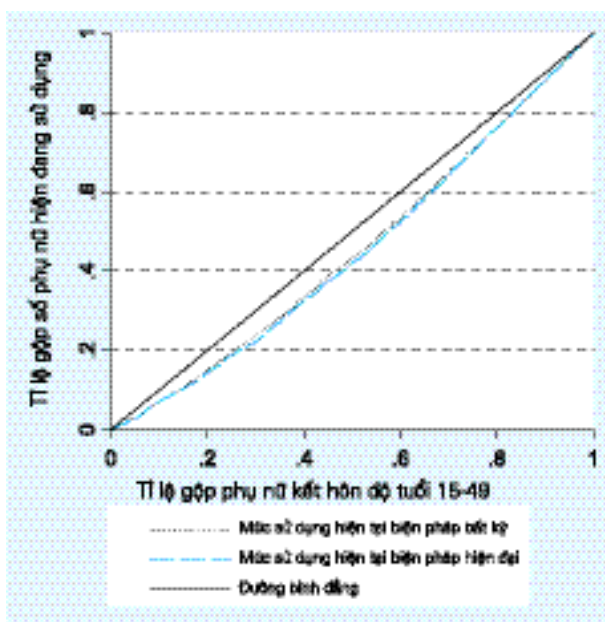
hoàn cảnh số lượng sinh con ngoài ý muốn lớn.<sup>34</sup> Kế hoạch hoá gia đình một thời từng được quan niệm rộng rãi là đóng vai trò quan trọng về tử vong và tình trạng dinh dưỡng ở trẻ vì nó có khả năng giảm số sinh ở các độ tuổi có nguy cơ tương đối cao (ví dụ dưới 18 hay trên 35) và làm tăng khoảng cách giữa các lần sinh. Tuy nhiên, sự liên hệ này không còn được coi là quan trọng đối với tỉ lệ tử vong bà mẹ và trẻ em nữa.

## Số liệu hiện tại

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 33 trình bày đường cong bất bình đẳng về mức sử dụng hiện tại bất kỳ biện pháp kế hoạch hoá gia đình nào và các biện pháp kế hoạch hoá gia đình hiện đại năm 1992/93 ở các phụ nữ đang kết hôn có độ tuổi 15-49, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các đường cong bất bình đẳng cho thấy mức sử dụng hiện tại biện pháp kế hoạch hoá gia đình năm 1992/93 tương đối không đều, có lợi cho phụ nữ giàu và mức độ bất bình

**Biểu đồ 32.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về mức sử dụng hiện tại biện pháp phòng tránh thai (bất kỳ phương pháp nào so với phương pháp hiện đại), ĐTMSVN năm 1992/93



**Nguồn:** ĐTMSVN 1992/93

đẳng không khác biệt lắm giữa mức sử dụng hiện hành bất kỳ phương pháp nào và mức sử dụng hiện hành biện pháp hiện đại tại thời điểm này (CI ước tính tương ứng là 0,091 và 0,102, có ý nghĩa thống kê).

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định các nhân tố liên quan có quan hệ mật thiết với mức sử dụng hiện tại biện pháp kế hoạch hoá gia đình của phụ nữ đang kết hôn trong độ tuổi 15-49. Hai tham số phái bên trái là tham số lưỡng phân (có nghĩa là người phụ nữ đang sử dụng bất kỳ một biện pháp kế hoạch hoá gia đình hoặc một biện pháp hiện đại hay không), các tham số diễn giải bao gồm: độ tuổi phụ nữ, cấp học cao nhất mà người phụ nữ hoàn thành, số trung vị cấp học mà thành viên trong gia đình độ tuổi 15+ hoàn thành, một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay người Hoa, chỉ số giàu nghèo (làm thước đo "thu nhập thường xuyên") và các tham số mô phỏng nhằm nắm bắt các hiệu ứng cố định ở tuyến xã hoặc ở tuyến cao hơn. Hai mô hình thống kê ước tính được tính toán là một mô hình xác suất tuyến tính và một mô hình logit hiệu ứng cố định.

Kết quả cho thấy mức sử dụng hiện tại biện pháp kế hoạch hoá gia đình có liên hệ đáng kể với độ tuổi phụ nữ (phi tuyến tính, tăng tới khoảng 40 tuổi sau đó giảm), số trung vị cấp học mà tất cả thành viên hộ gia đình độ tuổi 15+ hoàn thành (dương), và tôn giáo của chủ hộ (phụ nữ trong hộ gia đình có chủ hộ là người Công giáo có xu hướng sử dụng biện pháp tránh thai hiện đại ít hơn đáng kể). Điều ngạc nhiên là mức sử dụng hiện tại biện pháp kế hoạch hoá gia đình không có liên hệ đáng kể với trình độ học vấn của chính người phụ nữ (trên thực tế quan hệ quan sát được cho giá trị âm).<sup>35</sup> Không có tham số diễn giải nào có ý nghĩa thống kê, kể cả chỉ số giàu nghèo và dân tộc. Mô hình logit hiệu ứng cố định cũng cho kết quả tương tự về dấu và mức ý nghĩa (các hàm hồi quy không cho kết quả). Đáng lưu ý là mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai hiện đại có liên quan đáng kể đến tôn giáo của chủ hộ còn mức sử dụng hiện tại biện pháp bất kỳ (cũng như mức sinh) lại không có liên hệ đáng kể với tôn giáo của chủ hộ.

<sup>34</sup> Oona Campbell và các tác giả khác, trích dẫn.

<sup>35</sup> Nếu trình độ giáo dục trung bình ở người lớn không được tính đến thì trình độ giáo dục của phụ nữ trở nên có ý nghĩa đáng kể trong tiêu chí sử dụng phương pháp bất kỳ chứ không phải sử dụng phương pháp hiện đại

### Phân tích chi tiết bất bình đẳng trong kế hoạch hoá gia đình

CI của cả hai chỉ số kế hoạch hoá gia đình được phân tích chi tiết bằng cách sử dụng mô hình xác suất tuyến tính ước tính và chỉ số giàu nghèo làm LSM. Kết quả được tổng hợp trong Biểu đồ 33. Kết quả cho thấy các yếu tố chính ảnh hưởng đến CI về mức sử dụng hiện hành biện pháp tránh thai là độ tuổi phụ nữ, học vấn trung vị của người lớn trong gia đình và các hiệu ứng cố định ở tuyến xã. Yếu tố duy nhất bù trừ phần nào các yếu tố trên là học vấn của bản thân người phụ nữ (khá bất ngờ), tuy nhiên yếu tố này chỉ đóng góp -0,007 vào CI về mức sử dụng hiện hành phương pháp bất kỳ và -0,008 vào CI về mức sử dụng hiện hành một biện pháp hiện đại. Tôn giáo không có ảnh hưởng quan trọng đến bất bình đẳng bởi vì ở Việt Nam có tương đối ít người theo Công giáo (dưới 10%; 89% người Kinh không theo tôn giáo nào hoặc theo Phật giáo).

Phân tích hồi quy tuyến xã các hiệu ứng cố định ước tính ở tuyến xã (sử dụng cùng bộ tham số diễn giải như trong phân tích về các hiệu ứng cố định ước tính về mức sinh) cho một số kết quả đáng chú ý. Các tham số diễn giải thích cho 26-39% biến thiên trong các

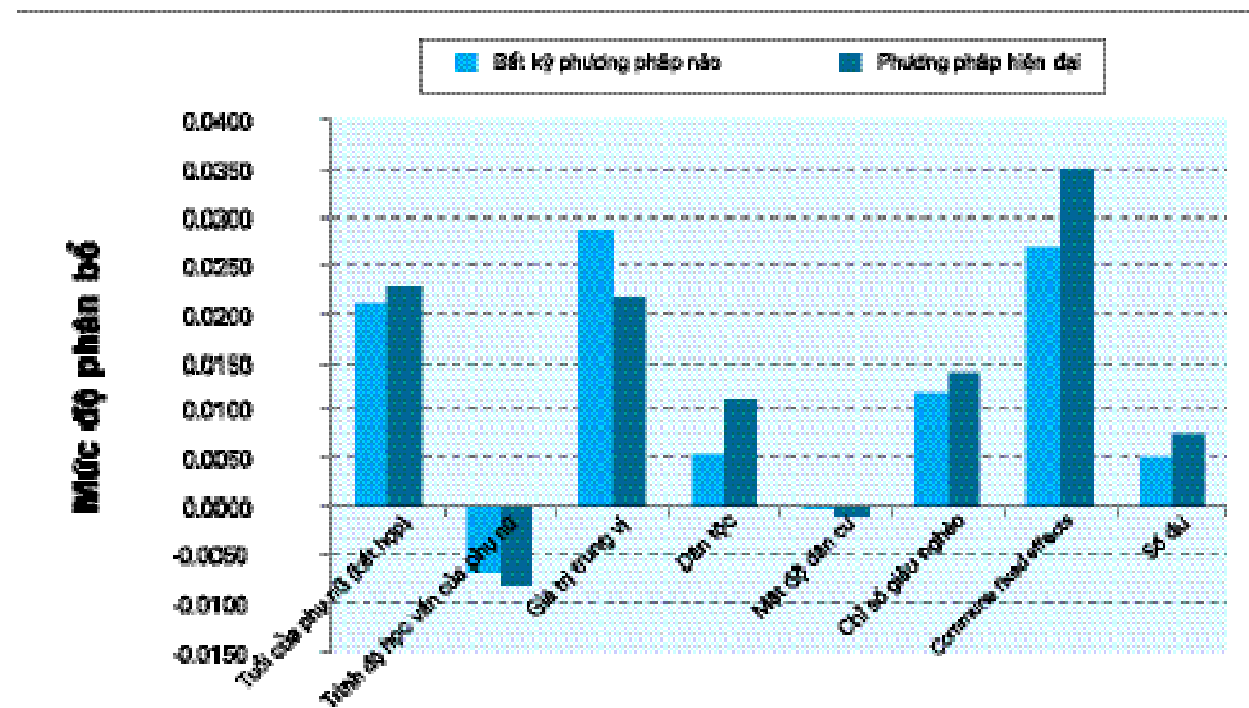
hiệu ứng cố định ước tính (tùy theo chỉ số mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai - biện pháp bất kỳ hay biện pháp hiện đại - và phụ thuộc vào mẫu - toàn bộ các xã hay chỉ các xã nông thôn). Kết quả cho thấy mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai có liên quan đáng kể đến số trung vị cấp học người lớn độ tuổi 15+ hoàn thành của xã mẫu, đối với cả hai loại chỉ số và mẫu. Ngoài ra, mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai bất kỳ cũng có liên quan đáng kể đến khu vực, trừ thành thị, trong khi mức sử dụng hiện tại biện pháp hiện đại có liên hệ đáng kể (âm) với địa điểm thành thị nhưng không với vùng miền. Quan hệ âm giữa mức sử dụng phương pháp hiện đại và địa điểm thành thị là khá bất ngờ (mặc dù phù hợp với quan hệ dương đáng kể giữa mức sinh và đô thị hoá ở tuyến tỉnh như đã nêu trên).

## Số liệu ước tính hiện tại Khảo MICS III năm 2006

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 34 trình bày đường cong bất bình đẳng về mức sử dụng hiện tại biện pháp kế hoạch hoá gia đình bất

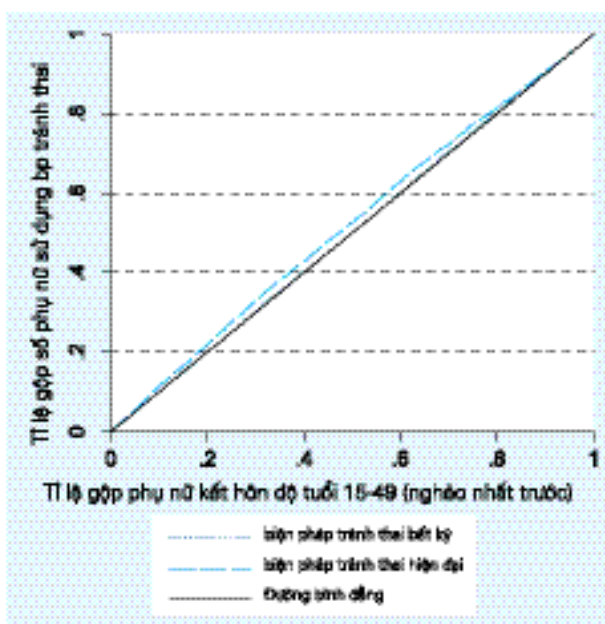
**Biểu đồ 33.** Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về mức sử dụng hiện tại biện pháp kế hoạch hoá gia đình (bất kỳ phương pháp nào so với phương pháp hiện đại), năm 1992/93



Nguồn: Phụ lục 3, Bảng 46, 47

kỳ và mức sử dụng một phương pháp hiện đại năm 2006 của phụ nữ hiện đang kết hôn độ tuổi 15-49, trong đó chỉ số giàu nghèo được sử dụng làm LSM. Số liệu cho thấy có mức độ nhỏ bất bình đẳng có lợi cho phụ nữ nghèo trong mức sử dụng hiện tại biện pháp hiện đại nhưng hầu như không có bất bình đẳng trong mức sử dụng hiện tại biện pháp bất kỳ. CI ước tính của mức sử dụng phương pháp hiện đại là -0,036 và có giá trị về mặt thống kê, trong khi CI ước tính của mức sử dụng biện pháp tránh thai bất kỳ chỉ là -0,008 và không có ý nghĩa thống kê. Tuy vậy, các Số liệu hiện tại cho thấy đã có sự thay đổi đáng kể kể từ năm 1992/93 về mức độ bất bình đẳng trong mức sử dụng cả phương pháp hiện đại, có nghĩa là từ bất bình có lợi cho người giàu đến bất bình đẳng (dù ít hơn) có lợi cho người nghèo. Sự thay đổi về mức độ bất bình đẳng này có mức độ thấp hơn trong mức sử dụng hiện tại biện pháp phòng tránh thai bất kỳ nhưng vẫn có ý nghĩa thống kê. Bất bình đẳng giảm trong giai đoạn từ năm 1992/93 đến 2006 là điều được dự tính vì Việt nam có chương trình kế hoạch hoá gia đình mạnh và hiệu quả, mà các chương trình y tế công hiệu quả thường giúp giảm hay thậm chí loại bỏ bất bình đẳng kinh tế xã hội trong sử dụng dịch vụ.

**Biểu đồ 34.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai (biện pháp bất kỳ so với biện pháp hiện đại), MICS III 2006



**Nguồn:** Điều tra MICS III năm 2006

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng xác định các nhân tố liên quan đến mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai ở phụ nữ hiện đang kết hôn năm 2006. Một mô hình xác suất tuyến tính được tính toán với hai tham số nhị phân phía bên trái cho biết người phụ nữ hiện có đang sử dụng biện pháp tránh thai bất kỳ hoặc biện pháp hiện đại hay không. Các tham số diễn giải bao gồm độ tuổi phụ nữ, cấp học cao nhất mà phụ nữ hoàn thành, cấp học cao nhất mà thành viên trong gia đình độ tuổi 15+ hoàn thành, chỉ số giàu có (làm thước đo "thu nhập thường xuyên"), và các tham số mô phỏng ở tuyến xã để thu được các hiệu ứng cố định ở tuyến xã hoặc tuyến trên. Kết quả cho thấy mức sử dụng hiện tại biện pháp kế hoạch hoá gia đình có liên quan đáng kể đến lứa tuổi (phi tuyến tính, đạt cực đại ở khoảng 45 tuổi, sau đó giảm dần), cấp học cao nhất người lớn trong hộ gia đình hoàn thành (âm, chỉ có ý nghĩa ở mức 0,10 và chỉ áp dụng cho mức sử dụng hiện tại biện pháp hiện đại), và chỉ số giàu nghèo (dương, chỉ áp dụng cho mức sử dụng hiện tại biện pháp bất kỳ). Mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai không có liên quan đáng kể đến học vấn của bản thân người phụ nữ hoặc dân tộc. Về mặt nào đó, các kết quả thu được tương tự như kết quả số liệu ĐTMSVN năm 1992/93. Tuy vậy, mối quan hệ giữa sử dụng biện pháp tránh thai và trình độ học vấn (nhất là học vấn của các thành viên khác trong gia đình) không còn có ý nghĩa nữa, một kết quả có thể thấy trước khi có sự hiện diện của chương trình kế hoạch hoá gia đình mạnh và có hiệu quả như vậy. Các tham số chỉ tôn giáo của chủ hộ không được tính đến trong mô hình này vì thường xuyên không đáng kể và không ảnh hưởng đến dấu hay mức ý nghĩa của các hệ số ước tính khác.

### Phân tích chi tiết bất bình đẳng trong kế hoạch hoá gia đình

Mô hình xác suất tuyến tính được sử dụng để phân tích chi tiết CI của mức sử dụng hiện tại biện pháp phòng tránh thai bất kỳ và mức sử dụng hiện tại một biện pháp tránh thai hiện đại, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM. Kết quả phân tích chi tiết được tóm tắt trong Biểu đồ 35, cho thấy các hiệu ứng cố định ở tuyến xã là nguyên nhân chính dẫn đến bất bình đẳng ở cả hai chỉ số, tiếp đến là học vấn trung vị của người lớn. Tuy nhiên, mức đóng góp âm lớn của các hiệu ứng cố định ở tuyến xã và học vấn trung vị của người lớn được bù

trừ nhiều bởi đóng góp dương từ chỉ số giàu nghèo, tiếp đến là độ tuổi và học vấn của bản thân người phụ nữ. Mức đóng góp thuần này có giá trị nhỏ ở cả hai chỉ số. Kết quả phân tích chi tiết năm 2006 khá khác biệt so với năm 1992/93 (so sánh Biểu đồ 35 và 33). Đặc biệt, vai trò tương đối của độ tuổi, học vấn, dân tộc và chỉ số giàu nghèo của phụ nữ đều giảm và là kết quả dự tính trước nhờ có chương trình kế hoạch hoá gia đình mạnh và hiệu quả.

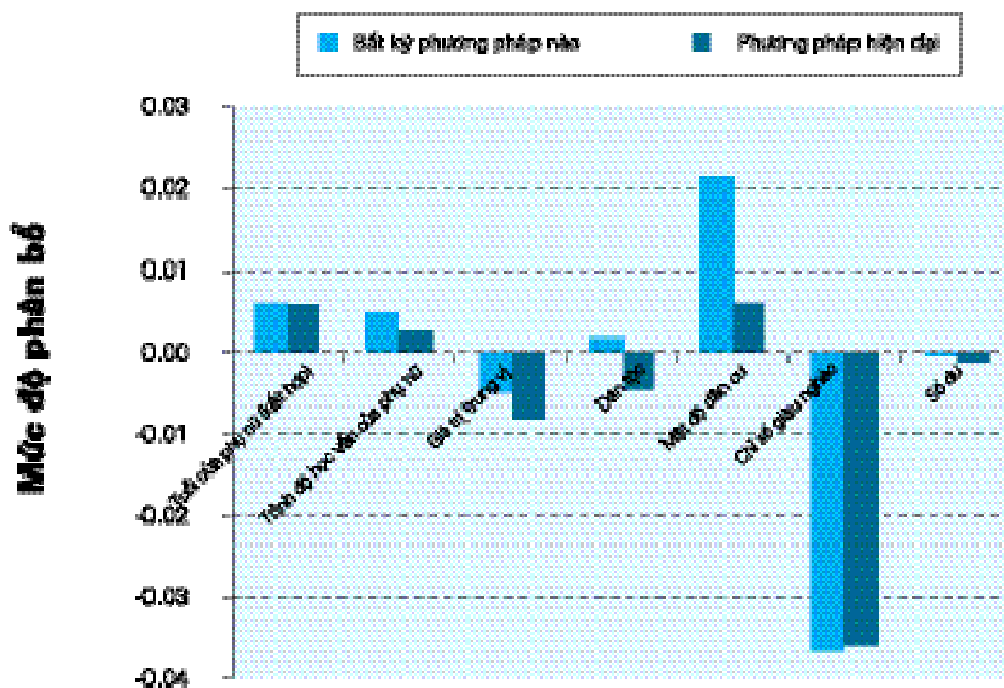
Phân tích hồi quy tuyến xã về các hiệu ứng cố định ước tính ở tuyến xã (sử dụng cùng bộ tham số diễn giải như trong phân tích về các hiệu ứng cố định ước tính về mức sinh) cho một số kết quả đáng chú ý. Các tham số diễn giải giải thích cho 35-49% mức biến thiên trong các hiệu ứng cố định ước tính (tuỳ theo chỉ số mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai - biện pháp bất kỳ hay biện pháp hiện đại - và phụ thuộc vào mẫu - toàn bộ các xã hay chỉ các xã nông thôn). Kết quả cho thấy mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai bất kỳ và mức sử dụng hiện tại các biện pháp tránh thai hiện đại đều có liên quan mật thiết và đáng kể với tỉ lệ người sống ở các xã có chủ hộ là người Công giáo, nơi sinh sống ở vùng Ven biển Nam Trung bộ và Tây nguyên

hay ở vùng nông thôn Tây Bắc. Tỉ lệ bình quân trẻ em được tiêm chủng đầy đủ ở xã, địa điểm cư trú ở các vùng Đông Nam bộ và Đồng bằng sông Cửu long và có đường vào xã cũng là những yếu tố có liên hệ mật thiết với các hiệu ứng cố định ở tuyến xã đối với mức sử dụng biện pháp tránh thai bất kỳ nhưng không có liên hệ với mức sử dụng biện pháp tránh thai hiện đại. Các yếu tố khác chỉ có hệ số nhỏ hoặc không đáng kể.

## Kết luận

Đã có sự thay đổi đáng kể theo thời gian về cả bản chất và mức độ bất bình đẳng trong mức sử dụng hiện tại các biện pháp tránh thai thời kỳ 1992/93- 2006, đặc biệt là các biện pháp tránh thai hiện đại. Nếu trước đây chỉ có mức độ bất bình đẳng vừa phải theo hướng có lợi cho phụ nữ giàu về mức sử dụng hiện tại các biện pháp tránh thai hiện đại thì hiện nay đã chuyển bất bình đẳng theo hướng có lợi cho phụ nữ nghèo (dù mức độ thấp hơn). Vai trò của các tác nhân kinh tế xã hội góp phần vào bất bình đẳng trong sử dụng biện pháp tránh thai cũng đã giảm dần. Những thay đổi này có thể dự tính trước do có chương trình kế hoạch hoá gia đình mạnh và hiệu quả.

**Biểu đồ 35.** Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về mức sử dụng hiện tại biện pháp tránh thai bất kỳ và hiện đại ở phụ nữ hiện đang kết hôn ở độ tuổi 15-49, Điều tra MICS III năm 2006



Nguồn: Phụ lục 4, Bảng 22-23

## Chăm sóc thai sản

Chăm sóc thai sản là một nhân tố quan trọng giảm tử vong ở bà mẹ (chẳng hạn như tạo cơ hội lập kế hoạch cụ thể về sản hộ sinh), nhưng hiện nay lại bị xem nhẹ so với trước đây.<sup>36</sup> Tuy nhiên, chăm sóc thai sản vẫn được coi là một can thiệp quan trọng giảm tử vong sơ sinh nhờ cơ hội mà nó tạo ra trong tiếm phòng uốn ván cho phụ nữ có thai, cung cấp bổ sung vi chất dinh dưỡng quan trọng cho phụ nữ có thai và hướng dẫn họ chăm sóc trẻ sơ sinh (ví dụ về tầm quan trọng của tiếm phòng và nuôi trẻ sơ sinh đúng cách). Do vậy, quan điểm thống nhất chung trên thế giới hiện nay là phụ nữ nên được khám thai 4-5 lần trong thai kỳ.

Cả ĐTMSVN năm 1992/93 và MICS III năm 2006 đều có số liệu về khám thai, trong đó MICS III có khá nhiều thông tin hơn ĐTMSVN năm 1992/93. Đáng tiếc là thông tin được thu thập qua hai khảo sát này không so sánh được với nhau trên nhiều phương diện. Chẳng hạn, ĐTMSVN 1992/93 không có thông tin về loại hình cơ sở khám, tư vấn tiền sản hay loại dịch vụ khám thai thực hiện, còn Điều tra MICS III năm 2006 không thu thập thông tin về số lần khám thai.

## Số liệu hiện tại

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

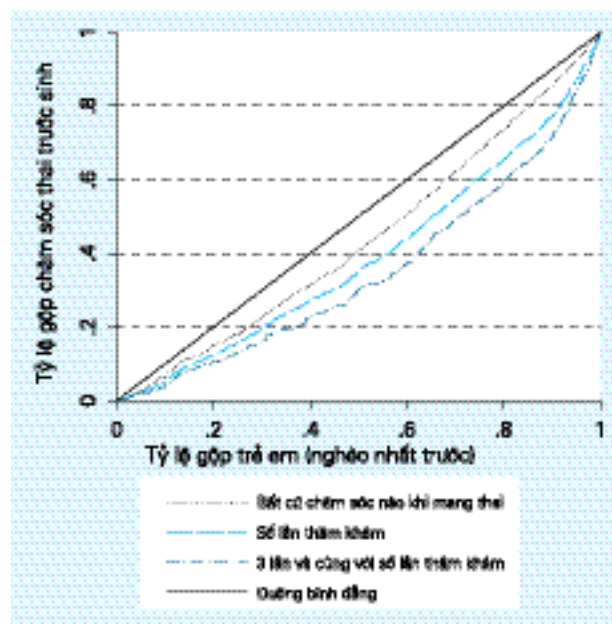
ĐTMSVN 1992/93 hỏi tất cả các phụ nữ khai đã sinh đẻ một hoặc nhiều lần rằng họ có đi "khám tiền sản ở nhà hộ sinh hay các phòng khám khác hay không", và nếu có thì họ sẽ được hỏi tiếp "bao nhiêu lần?". Đáng tiếc là như đã nêu trên, không thông tin nào về loại hình cơ sở khám, tư vấn (mặc dù cần giả định hợp lý rằng chỉ có các cơ sở đã qua đào tạo mới thực hiện khám thai ở nhà hộ sinh hay phòng khám), hoặc về phạm vi các loại dịch vụ (ví dụ cân nặng, huyết áp, thử nước tiểu, thử máu) được thu thập. Biểu đồ 36 trình bày đường cong bất bình đẳng, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM, đối với ba chỉ số khám thai áp dụng cho trẻ gần nhất của phụ nữ độ tuổi 15-49: có tư vấn tiền sản từ nhân viên y tế đã qua đào tạo hay không, số lần đi khám thai, số lần khám được khuyến cáo tối thiểu ở Việt Nam là 3 hay nhiều hơn (3+). Các đường cong bất

bình đẳng này dẫn đến một số kết luận sau. Thứ nhất, mức độ bất bình đẳng ở ba chỉ số về khám thai, cả ba đều có lợi cho phụ nữ giàu, là khá cao so với hầu hết các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em khác được phân tích trong phân tích thực trạng này. Thứ hai, mức độ bất bình đẳng khác biệt nhiều tùy theo chỉ số được chọn. Chẳng hạn, nếu sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM thì CI của khám thai bất kỳ là 0,125, CI của số lần khám thai là 0,221, còn CI của 3+ lần khám thai là 0,305 (gần giống như CI của tiêu dùng đầu người được tính trực tiếp năm 1992/93, ở mức +0,329).

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định các nhân tố liên quan có liên hệ mật thiết nhất đến hai chỉ số khám thai là: có thực hiện khám thai cho trẻ sinh gần nhất hay không và có thực hiện 3+ lần khám thai cho trẻ sinh gần nhất hay không (số lần đi khám là một tham số đếm, tương tự số CEB, do đó sẽ tương đối phức tạp hơn khi phân tích).<sup>37</sup> Các tham số diễn giải là độ tuổi phụ nữ, cấp

**Biểu đồ 36.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về ba chỉ số khám thai thực hiện đối với trẻ sinh gần nhất của phụ nữ độ tuổi 15-49, ĐTMSVN 1992/93



**Nguồn:** ĐTMSVN năm 1992/93

<sup>36</sup> Oona Campbell và các tác giả khác., trích dẫn.

<sup>37</sup> Xem thảo luận về phân tích tham số đếm được trong O'Donnell và các tác giả khác. (2007), trích dẫn, trang 142-145.

học cao nhất mà phụ nữ hoàn thành, số trung bị cấp học tất cả các thành viên trong hộ gia đình ở độ tuổi 15+ hoàn thành, một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay người Hoa, chỉ số giàu nghèo (để đo lường "thu nhập thường xuyên"), và các tham số mô phỏng tuyến xã để xác định các hiệu ứng cố định ở tuyến xã hoặc tuyến trên. Hai mô hình thống kê thay thế được sử dụng là: một mô hình xác suất tuyến tính và một mô hình logit hiệu ứng cố định.

Kết quả ước tính với cả hai mô hình nói trên cho thấy khám thai có liên quan đáng kể đến số cấp học trung vị mà người lớn trong hộ gia đình hoàn thành (dương), chỉ số giàu nghèo (dương, chỉ ở mức 0,10 đối với chỉ số 3+ lần khám). Đáng ngạc nhiên là không có chỉ số nào liên quan đáng kể đến trình độ giáo dục của bản thân người phụ nữ (trừ phi tham số đại diện cho học vấn của tất cả người lớn trong gia đình được loại khỏi mô hình, khi đó học vấn của người phụ nữ sẽ có tương quan dương và có ý nghĩa đối với cả hai chỉ số về khám thai).

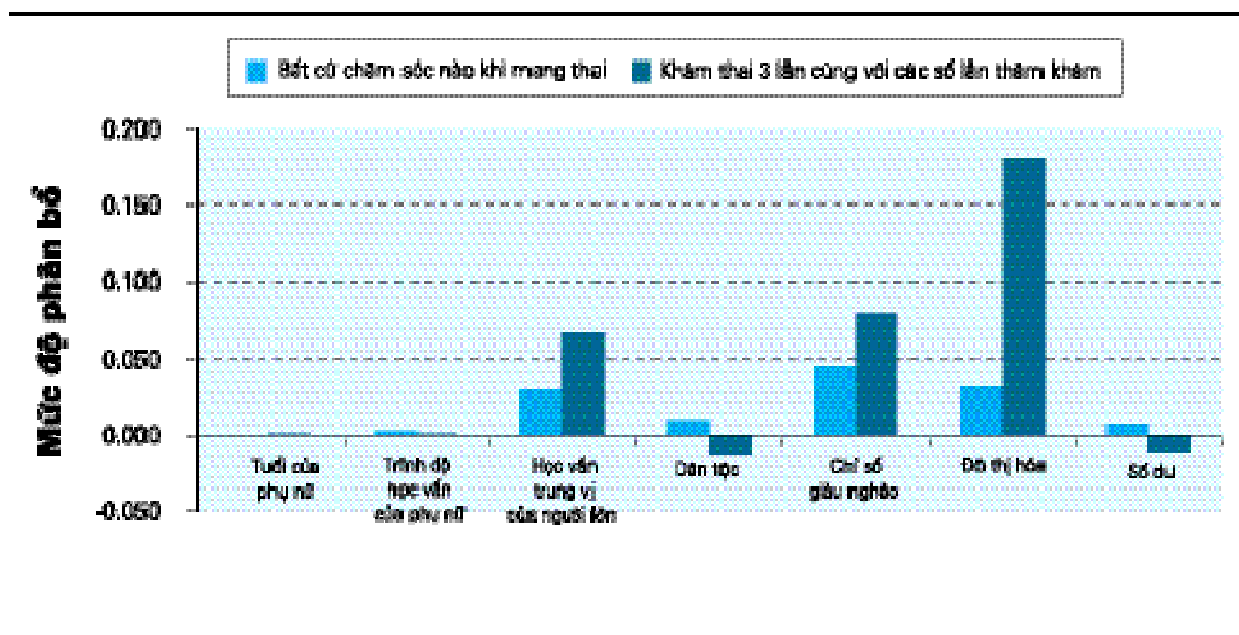
### Phân tích chi tiết bất bình đẳng trong khám thai

CI của hai chỉ số khám thai được phân tích chi tiết sử dụng mô hình xác suất tuyến tính ước tính và chỉ số

giàu nghèo làm LSM. Kết quả phân tích được tóm tắt ở Biểu đồ 37. Kết quả cho thấy chỉ số giàu nghèo, các hiệu ứng cố định ở tuyến xã và học vấn của người lớn trong hộ gia đình đóng góp nhiều nhất vào CI của khám thai bất kỳ (tương đương với 0,125), trong đó chỉ số giàu nghèo góp tỉ trọng lớn nhất (+0,046). Các yếu tố này cũng đóng góp nhiều nhất vào CI đối với chỉ số 3+ lần khám thai (tương đương với +0,305), nhưng trong trường hợp này các hiệu ứng cố định ở tuyến xã lại có phần đóng góp lớn nhất (+0,182).

Phân tích tuyến xã về các hiệu ứng cố định ước tính ở tuyến xã cũng được tiến hành sử dụng các tham số diễn giải sau: chỉ số giàu nghèo trung vị của xã mẫu, tỷ lệ trung vị dân số ở hộ gia đình có chủ hộ là người Kinh hay người Hoa của xã mẫu, số cấp học trung vị người lớn độ tuổi 15+ hoàn thành của xã mẫu, một chỉ số tiếp cận dịch vụ y tế (chỉ áp dụng cho các xã nông thôn), một chỉ số điều kiện đường xá (chỉ áp dụng cho các xã nông thôn) và các tham số mô phỏng chỉ địa điểm và khu vực thành thị. Kết quả cho thấy các tham số diễn giải gộp lại giải thích cho 17-42% tổng mức biến thiên của các hiệu ứng cố định ước tính, tùy theo loại chỉ số và mẫu. Kết quả cũng cho thấy khám thai có liên quan đáng kể đến chỉ số giàu nghèo trung vị của xã mẫu

**Figure 37.** Decomposition of concentration index (LSM=wealth index) for antenatal care obtained for last-born child under age 5, 1992/93 VLSS



**Nguồn:** Phụ lục 3, Bảng 53 và 54

(dương nhưng chỉ có ý nghĩa thống kê đối chỉ số 3+ lần khám), học vấn trung vị của người lớn (dương và chỉ có giá trị đáng kể về mặt thống kê đối với khám thai bất kỳ), khoảng cách đến cơ sở y tế (dương), và vùng miền (cao hơn ở vùng đồng bằng sông Cửu Long, có ý nghĩa gộp trong tất cả các hàm hồi quy ước tính trừ 3+ lần khám ở các xã nông thôn, nơi chỉ số này chỉ có ý nghĩa ở mức 0,10).

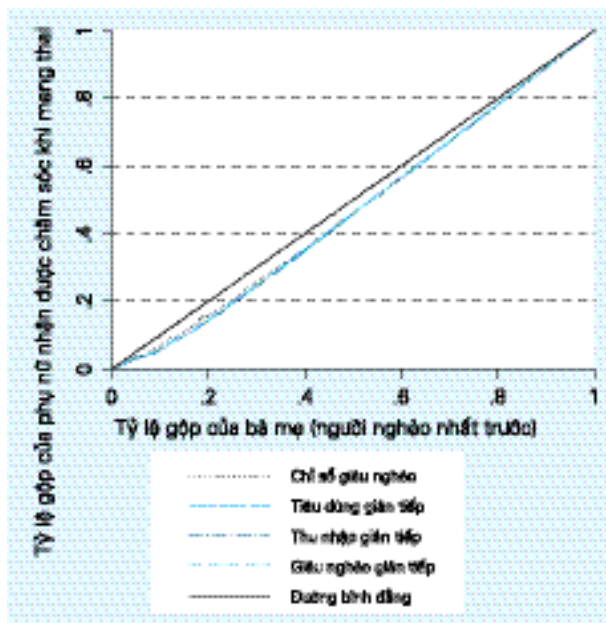
## Số liệu hiện tại

### Điều tra MICS III năm 2006

#### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Điều tra MICS III năm 2006 thu thập thông tin chi tiết về tất cả các loại hình khám thai được cơ sở có chuyên môn thực hiện đối với trẻ sinh gần nhất trong hai năm trước. Biểu đồ 38 trình bày đường cong bất bình đẳng về tỷ lệ phụ nữ có khám thai bất kỳ cho trẻ sinh gần nhất trong 2 năm trước, sử dụng các LSM khác nhau (tất cả đều gián tiếp) có trong Điều tra MICS III. Các

**Biểu đồ 38.** Đường cong bất bình đẳng về khám thai ở cơ sở y tế có chuyên môn cho trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi sử dụng các LSM thay thế, Điều tra MICS III năm 2006

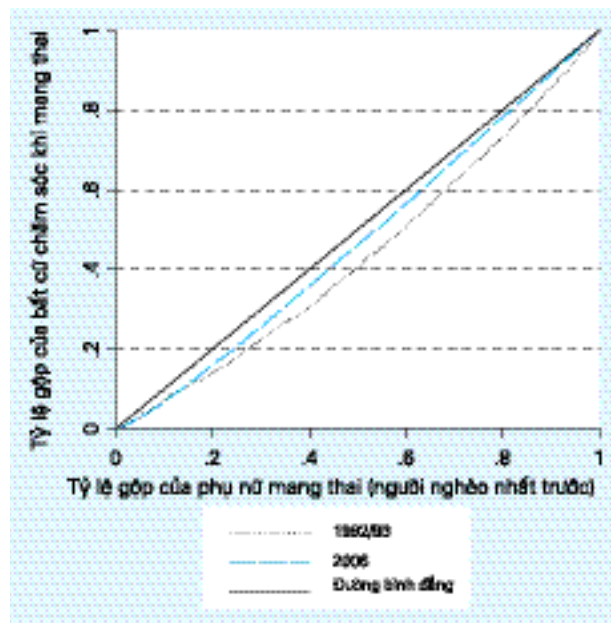


**Nguồn:** Điều tra MICS III 2006

đường cong bất bình đẳng cho thấy có sự bất bình đẳng ở mức độ vừa phải về chỉ số khám thai trong năm 2006, có lợi cho phụ nữ giàu (CI dao động từ +0,059 đến +0,066). Chỉ số này tương ứng trực tiếp với chỉ số khám thai bất kỳ trong ĐTMSVN năm 1992/93 và mức độ bất bình đẳng có thể đã giảm trong thời kỳ từ 1992/93 đến 2006 (chẳng hạn, CI dựa trên chỉ số giàu nghèo giảm từ 0,125 năm 1992/93 xuống 0,059 năm 2006). Biểu đồ 39 minh họa đường cong bất bình đẳng về khám thai bất kỳ năm 1992/93 và 2006. Đường cong của năm 2006 "trội hơn" đường cong của năm 1992/93, có nghĩa là chỉ số này năm 2006 có mức bất bình đẳng thấp hơn đáng kể so với năm 1992/93 ở mức ý nghĩa 0,05, bằng cách sử dụng "phương pháp so sánh đa dạng" để kiểm tra sự vượt trội.<sup>38</sup>

Đáng tiếc là Điều tra MICS III năm 2006 không thu thập số liệu về số lần khám thai. Tuy vậy, khảo sát này có thu thập số liệu về việc phụ nữ sinh con trong 2 năm trước có tiêm chủng uốn ván đầy đủ hay không, một chỉ số liên quan chặt chẽ đến số lần khám thai.

**Biểu đồ 39.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về khám thai bất kỳ trong lần sinh gần nhất, ĐTMSVN năm 1992/93 và MICS III năm 2006



**Nguồn:** MICS III năm 2006

<sup>38</sup> Tuy nhiên phi thống trị không bị loại bỏ ở mức 0,05 nếu như tiêu chí khắt khe hơn về nguyên tắc thống nhất giao nhau được sử dụng. Xem O'Donnell và các tác giả khác, trích dẫn., trang 88.

Biểu đồ 40 cho biết tỷ lệ của phụ nữ được tiêm chủng uốn ván đầy đủ theo nhóm ngũ phân vị, sử dụng hai LSM gián tiếp thay thế để xác định nhóm ngũ phân vị (là tiêu dùng đầu người ước tính gián tiếp và chỉ số giàu nghèo). Những số liệu này cho thấy bất bình đẳng đáng kể vẫn tồn tại theo hướng có lợi cho phụ nữ giàu trong tỷ lệ phụ nữ được tiêm chủng đầy đủ tính đến năm 2006 (CI ước tính tương ứng là +0,102 và +0,085), điều này cho thấy nhiều phụ nữ nghèo không thực hiện đầy đủ số lần khám thai theo khuyến cáo (hay nói cách khác, chất lượng chăm sóc họ nhận được là kém).

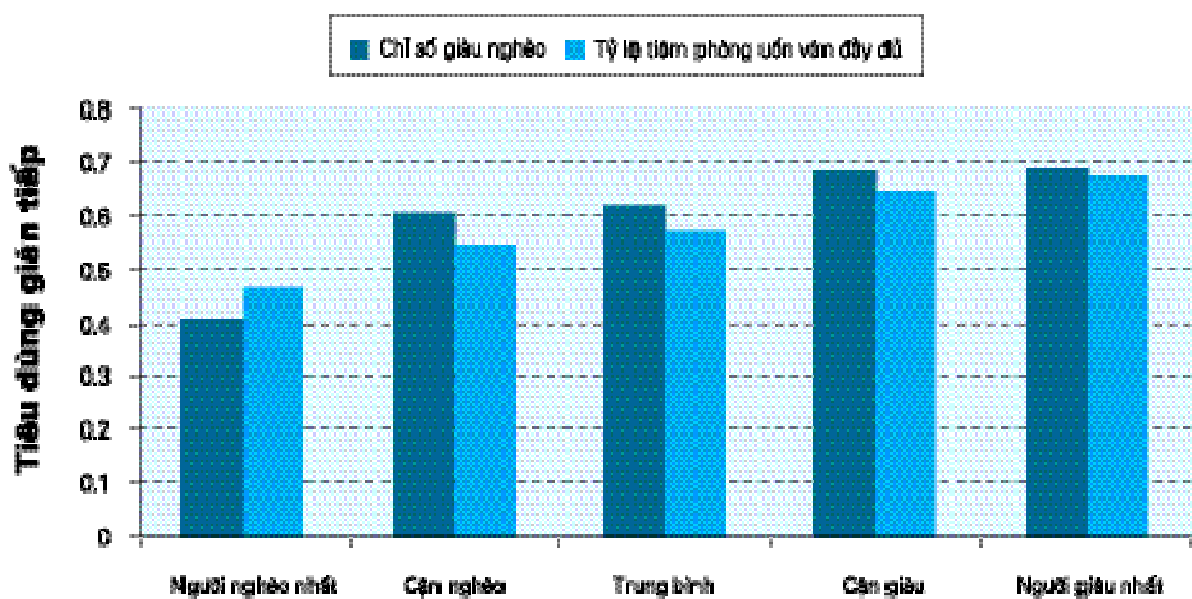
Biểu đồ 41 trình bày đường cong bất bình đẳng (sử dụng các LSM khác nhau) về một lần khám thai toàn diện đối với trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi dựa trên số liệu từ Điều tra MICS III 2006. Một lần khám thai toàn diện được định nghĩa là khám bao gồm cân trọng lượng người phụ nữ, đo huyết áp, thử nước tiểu và thử máu, siêu âm và tư vấn về HIV. Các đường cong bất bình đẳng cho thấy có sự bất bình đẳng ở mức độ cao ở chỉ số này theo hướng có lợi cho phụ nữ giàu (CI dao động từ 0,418 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo gián tiếp đến 0,497 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo, trong đó chênh

lệch giữa các LSM không có ý nghĩa thống kê). Biểu đồ 42 trình bày đường cong bất bình đẳng (sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM) đối với một số dịch vụ riêng lẻ trong khám khai toàn diện. Các đường cong bất bình đẳng này cho thấy có bất bình đẳng trong phân bổ tất cả các dịch vụ có lợi cho phụ nữ giàu và dịch vụ có mức độ bất bình đẳng cao nhất là thử máu (CI = +0,331, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM), tiếp đến là tư vấn HIV (CI = +0,255), siêu âm (CI = +0,168) và cân nặng (CI = +0,103) (không thể hiện trong xét nghiệm nước tiểu, CI = +0,267). Điều thực sự bất ngờ là mức phân bổ siêu âm lại có mức độ không đồng đều ít hơn thử máu, thử nước tiểu hay tư vấn HIV. Đáng tiếc là không có số liệu tương ứng về các loại hình dịch vụ trong khám thai trong ĐTMSVN năm 1992/93 nên không thể biết được loại bất bình đẳng này tăng hay giảm trong thời kỳ trên.

#### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy (sử dụng mô hình xác suất tuyến tính) được sử dụng để xác định các nhân tố liên quan có liên hệ mật thiết nhất đến hai chỉ số chăm sóc thai sản là: người phụ nữ có được nhân viên y tế có chuyên môn khám thai hay không và có được khám thai toàn

**Biểu đồ 40.** Tỷ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 sinh con trong hai năm trước được tiêm phòng uốn ván đầy đủ trong hoặc trước thai kỳ gần nhất theo nhóm ngũ phân vị gia quyền dân số được xác định theo hai chỉ số mức sống khác nhau, Điều tra MICS III năm 2006

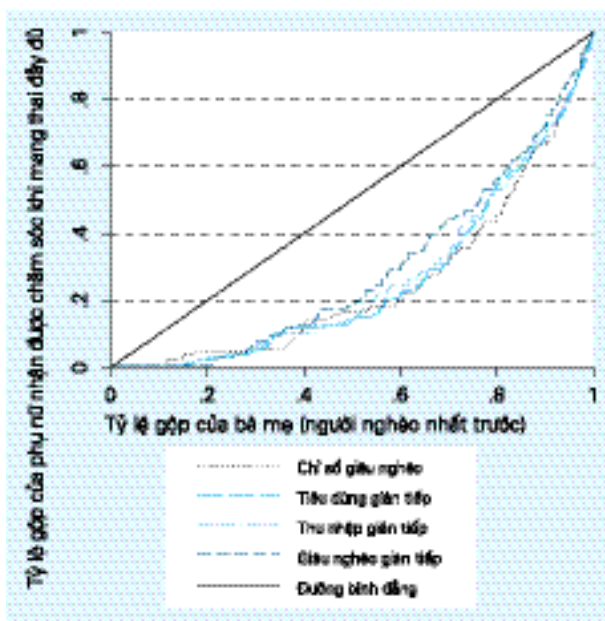


Nguồn: Phụ lục 4, bảng 34

diện hay không (định nghĩa nêu trên). Các tham số diễn giải là độ tuổi phụ nữ, cấp học cao nhất người phụ nữ hoàn thành, cấp học cao nhất thành viên bất kỳ trong gia đình từ 15 tuổi trở lên hoàn thành, một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay người Hoa, chỉ số giàu nghèo (chỉ số "thu nhập thường xuyên"), và các tham số mô phỏng tuyến xã để tìm hiệu ứng cố định tại tuyến xã hay tuyến trên.

Kết quả cho thấy không có tham số diễn giải nào có liên quan đáng kể đến chỉ số người phụ nữ có được nhân viên y tế có chuyên môn khám thai hay không, mặc dù chỉ số này có tương quan đáng kể ở mức độ 0,1 đối với cấp học cao nhất mà người lớn bất kỳ trong gia đình hoàn thành (dương). Tuy nhiên, kết quả này không quá bất ngờ nếu biết rằng 91% phụ nữ cho biết đã được nhân viên y tế có chuyên môn khám thai (tăng từ 60% năm 1992/93). Chỉ tiêu người phụ nữ có khám thai toàn diện hay không có tương quan dương với độ tuổi của họ (nhưng chỉ ở mức 0,1) và với chỉ số giàu nghèo (dương), nhưng không có liên hệ với các chỉ số học vấn hay dân tộc.

**Biểu đồ 41.** Đường cong bất bình đẳng về khám thai toàn diện đối với trẻ sinh lần gần nhất dưới 2 tuổi sử dụng các LSM khác nhau, Điều tra MICS III năm 2006



**Nguồn:** Điều tra MICS III năm 2006

*Phân tích chi tiết bất bình đẳng trong khám thai*

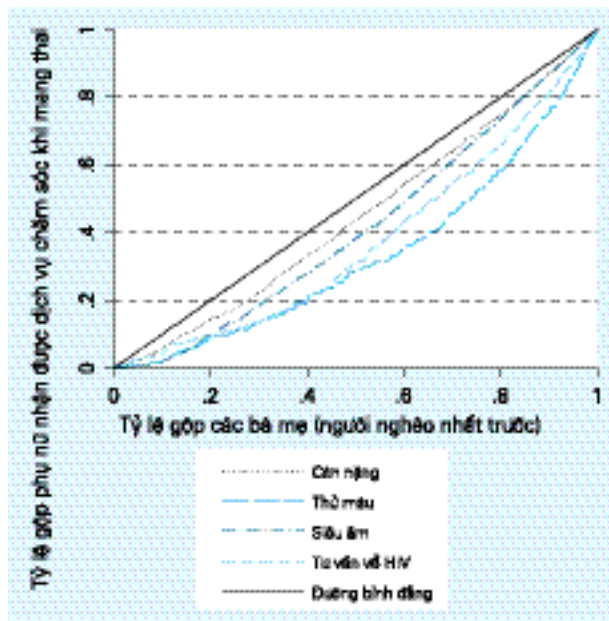
CI về hai chỉ số khám thai được phân tích chi tiết với các mô hình xác suất tuyến tính ước tính và chỉ số giàu nghèo được sử dụng làm LSM. Kết quả được tóm tắt trong Biểu đồ 43. Kết quả cho thấy hầu hết mức bất bình đẳng tương đối trong chỉ số khám thai bất kỳ xuất phát từ các hiệu ứng cố định ở tuyến xã. Hiện tượng khá khác biệt so với năm 1992/93 khi mà chỉ số giàu nghèo và trình độ học vấn trung vị của người lớn là nguyên nhân quan trọng dẫn đến bất bình đẳng trong khám thai. Trường hợp khám thai toàn diện, chỉ số giàu nghèo góp phần nhiều nhất vào CI, tiếp đến là học vấn của bà mẹ và các hiệu ứng cố định ở tuyến xã (được bù trừ một phần bởi dân tộc). Như đã đề cập ở phần trên, trong DTMSVN 1992/93 không có các chỉ số tương ứng.

**Số liệu tuyến tỉnh**

*Ước tính mức độ bất bình đẳng*

Biểu đồ 44 biểu diễn đường cong bất bình đẳng về chỉ số HTTTYT tuyến tỉnh đối với khám thai năm 2005 nêu trong Niên giám Thống kê Y tế của BYT (số người có

**Biểu đồ 42.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) đối với một số phần trong khám thai toàn diện trẻ sinh lần gần nhất dưới 2 tuổi, Điều tra MICS III năm 2006



**Nguồn:** Điều tra MICS III năm 2006

thai khám thai từ 3 lần trở lên). Kết quả cho thấy sự bất bình đẳng ở mức độ rất nhỏ có lợi cho phụ nữ giàu (CI = +0,013). Đáng tiếc là không có số liệu điều tra hộ gia đình tương ứng trong cùng kỳ. Tuy vậy, số người có thai có thể không được tính đầy đủ ở một số nơi (điều này làm thiên lệch chỉ số khám thai lên phía trên) do một số trạm y tế xã (TYTX) có xu hướng chỉ ghi chép số người có thai cho những phụ nữ có khám thai ở TYTX.

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy tuyến tính về tỷ lệ phụ nữ mang thai có 3+ lần khám thai cho thấy khám thai có liên quan đáng kể đến tỷ lệ dân số là người dân tộc thiểu số (âm), tỷ lệ dân cư thành thị (âm, chỉ ở mức 0,10), cấp học trung vị của người lớn độ tuổi 20-29 (dương, nhưng chỉ ở mức 0,10). Mối tương quan âm giữa chăm sóc thai sản và đô thị hoá là khá bất ngờ. Tuy nhiên, điều này có thể do phụ nữ có thai ở thành thị ngày càng có xu hướng khám thai tại các cơ sở tư nhân và không được thể hiện trong HTTTYT của BYT. Một điều đáng chú ý nữa là khám thai không có liên hệ đáng kể tới thu nhập hộ gia đình hay mật độ dân số (thay thế cho khoảng cách đến cơ sở chăm sóc sức khỏe ban đầu).

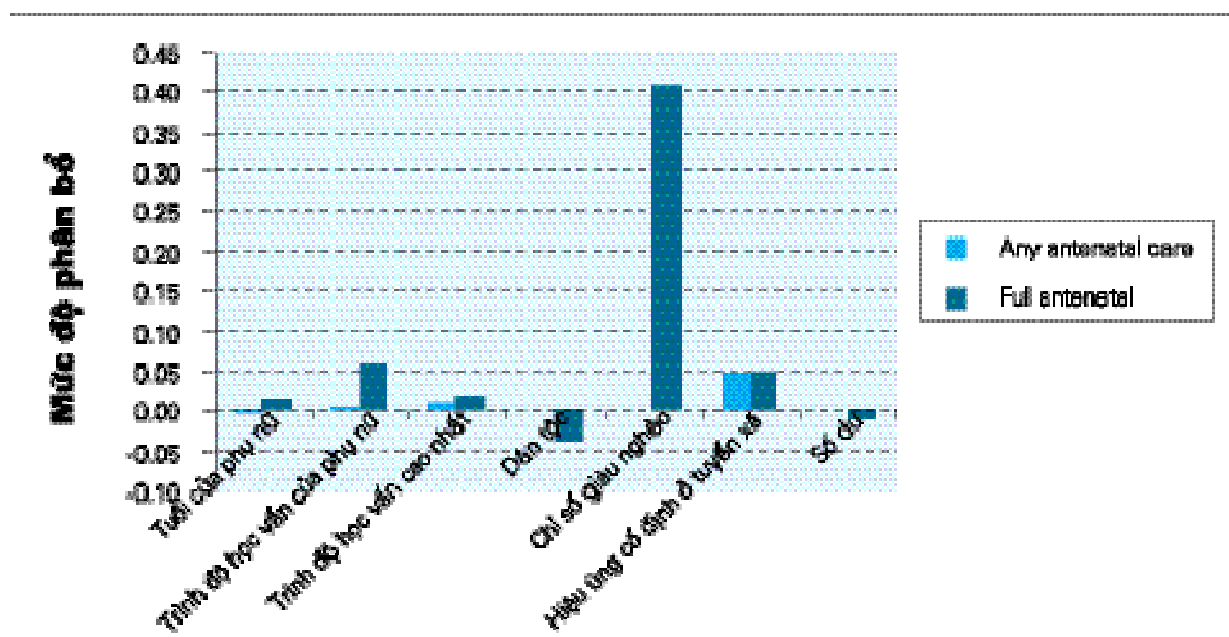
### Phân tích chi tiết mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 45 tóm tắt phân tích chi tiết về CI tuyến tính của chỉ số khám thai. Kết quả cho thấy dân tộc, học vấn và các "yếu tố khác" có đóng góp dương vào CI (tức là làm tăng mức độ bất bình đẳng có lợi cho phụ nữ giàu), trong khi đô thị hoá, mật độ dân số và thu nhập có hiệu ứng trái chiều. Kết quả của những đóng góp bù trừ này (dù sao cũng có mức độ tương đối nhỏ) là mức độ bất bình đẳng thấp thể hiện trong Biểu đồ 44.

## Kết luận

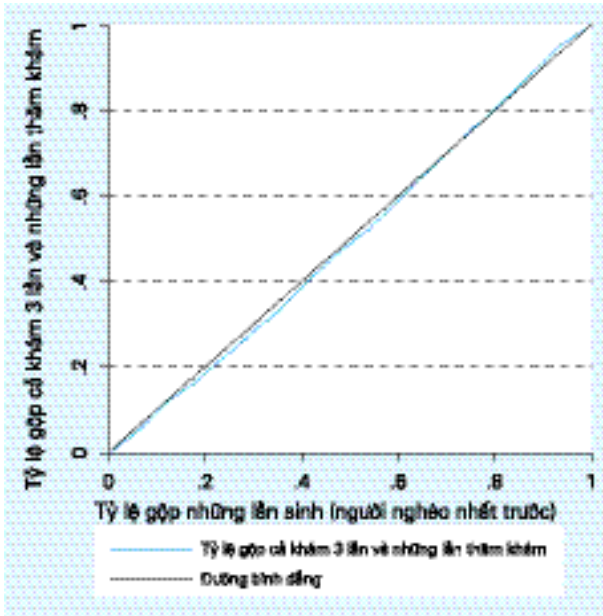
Rõ ràng đã có những kết quả khả quan về mức tiếp cận trung bình của phụ nữ đối với ít nhất dịch vụ khám thai nào đó thực hiện bởi nhân viên y tế có chuyên môn trong thời kỳ 1992/93 - 2006 cũng giảm mức độ bất bình đẳng trong chỉ số này (91% phụ nữ mang thai cho biết có được nhân viên y tế có chuyên môn khám thai trong năm 2006, CI của chỉ số này giảm từ 0,125 năm 1992/93 xuống mức 0,059 năm 2006). Tuy nhiên không rõ rằng liệu có tiến bộ tương ứng nào trong tăng cường số lần đi khám thai trong giai đoạn này hay không (do Điều tra MICS III năm 2006 không thu thập

**Biểu đồ 43.** Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về khám thai ở trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi, Điều tra MICS III năm 2006



**Nguồn:** Phụ lục 4, Bảng 36, 37

**Biểu đồ 44.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình bình quân đầu người hàng tháng năm 2005) về số lần khám thai 3+ ở 64 tỉnh thành năm 2005



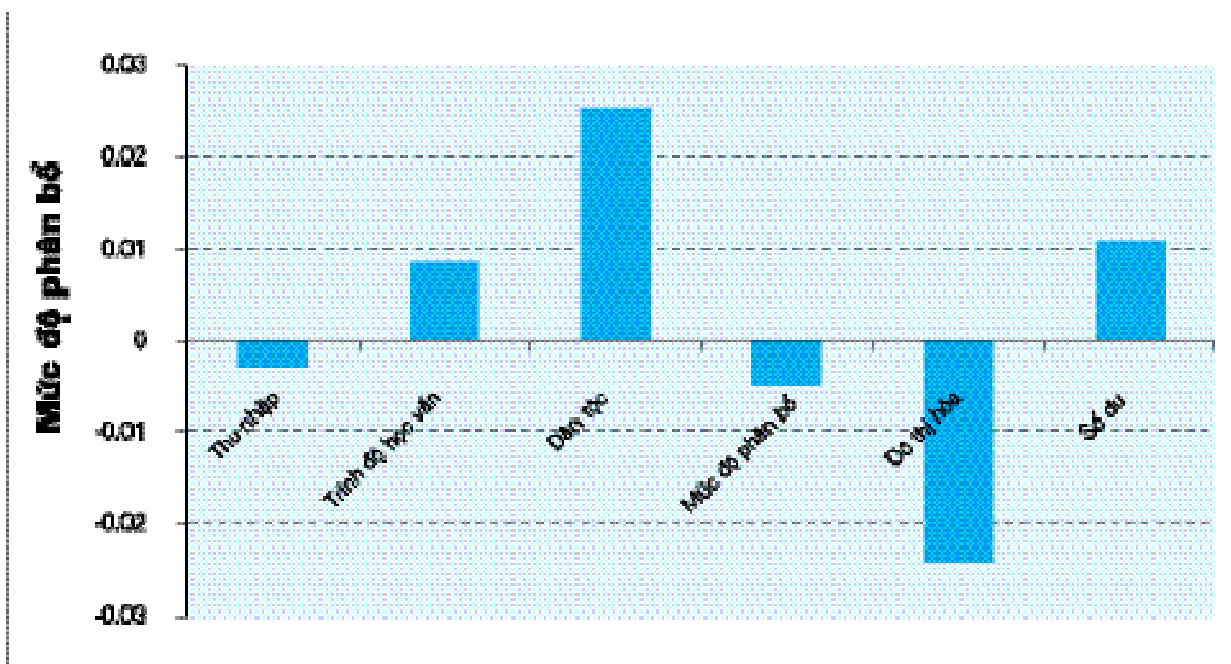
**Nguồn:** HTTTYT, BYT (Niên giám Thống kê Y tế năm 2005)

thông tin này). Việc vẫn còn bất bình đẳng đáng kể năm 2006 trong tỷ lệ phụ nữ mới sinh được tiêm phòng uốn ván đầy đủ cho thấy có thể vẫn còn bất bình đẳng đáng kể về số lần khám thai. Số liệu từ Điều tra MICS III năm 2006 cũng cho thấy vẫn còn mức độ bất bình đẳng cao trong chất lượng khám thai của phụ nữ có thai. Chẳng hạn, CI trong thử máu là +0,331, trong khi CI trong thử nước tiểu là +0,267 (so với CI về siêu âm là +0,168). "Thu nhập thường xuyên" của hộ gia đình là nguyên nhân của phần lớn sự bất bình đẳng trong chất lượng khám thai.

### Sản hộ sinh

Sản hộ sinh có vai trò quan trọng đối với cả tử vong bà mẹ và tử vong trẻ sơ sinh. Quan niệm thống nhất trên thế giới hiện nay cho rằng các chỉ số quan trọng nhất có lẽ bao gồm: có nhân viên y tế chuyên môn đỡ đẻ không và có sinh đẻ ở cơ sở y tế không.<sup>39</sup> Một chỉ số ít quan trọng hơn là có được bác sỹ đỡ đẻ không (so với hộ sinh có chuyên môn) hoặc có sinh đẻ trong bệnh viện hay không (so với trung tâm y tế, với điều kiện trung tâm y tế có thể yêu cầu cấp cứu sản kịp thời).

**Biểu đồ 45.** Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) về khám thai (3+ lần) năm 2005



**Nguồn:** Phụ lục 5, Bảng 14

<sup>39</sup> Oona Campbell và các tác giả khác, Trích dẫn

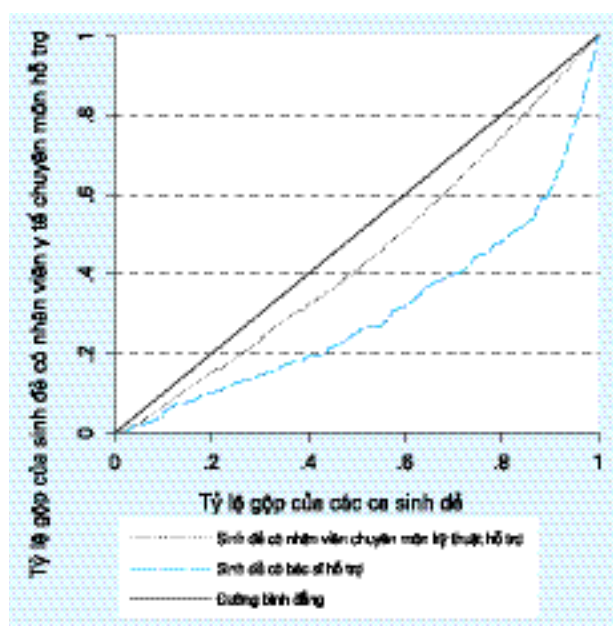
## Số liệu hiện tại

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 46 trình bày đường cong bất bình đẳng về sản hộ sinh được nhân viên y tế có chuyên môn và bác sỹ hỗ trợ đối với trẻ sinh gần nhất dưới 5 tuổi năm 1992/93, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các đường cong bất bình đẳng này cho thấy mức phân bố các ca sinh đẻ có hộ sinh là nhân viên y tế chuyên môn tương đối không đồng đều trong năm 1992/93, có lợi cho phụ nữ giàu (CI = +0,115 sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM), trong khi mức phân bố ca sinh được bác sỹ đỡ đẻ rất không đều và cũng có lợi cho phụ nữ giàu (CI = +0,399). Trên thực tế, CI của sinh đẻ có bác sỹ hộ sinh còn có phân bố thiếu đồng đều hơn cả tiêu dùng đầu người được tính trực tiếp năm 1992/93 (CI = +0,329).

Biểu đồ 47 cho thấy đường cong bất bình đẳng về sinh đẻ ở bất kỳ loại cơ sở y tế nào và sinh đẻ ở bệnh viện đối với trẻ sinh gần nhất dưới 5 tuổi, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các đường cong này cho thấy có mức độ bất bình đẳng cao về sinh đẻ tại cơ sở y tế năm

**Biểu đồ 46.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hỗ trợ đối với trẻ sinh gần nhất dưới 5 tuổi, ĐTMSVN năm 1992/93



**Nguồn:** ĐTMSVN năm 1992/93

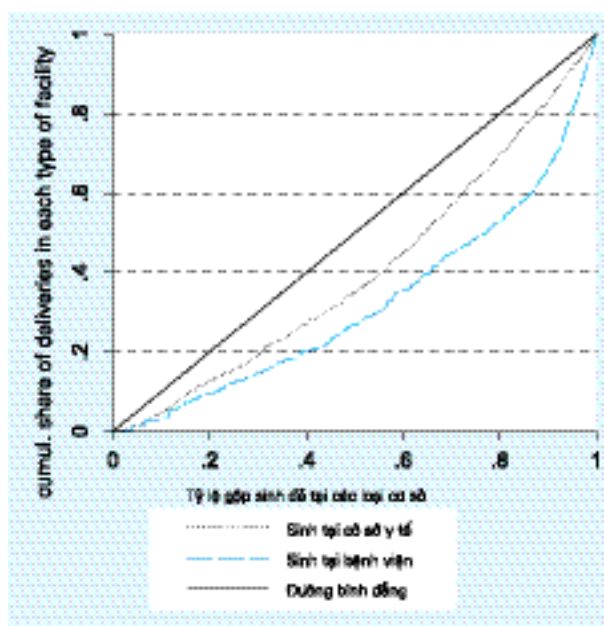
1992/93 (CI = +0,360), có lợi cho phụ nữ giàu (CI = +0,194, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM), và thậm chí còn cho mức độ bất bình đẳng cao hơn về sinh đẻ trong bệnh viện (CI = +0,360), cũng có lợi cho phụ nữ giàu và cao hơn mức bất bình đẳng trong tiêu dùng đầu người được tính trực tiếp năm 1992/93.

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để chỉ ra các yếu tố liên quan đến 4 chỉ số về sinh đẻ. Hai mô hình thống kê được sử dụng là mô hình xác suất tuyến tính và mô hình logit hiệu ứng cố định. Các tham số diễn giải bao gồm độ tuổi phụ nữ, học vấn cao nhất của phụ nữ, cấp học cao nhất mà thành viên bất kỳ trong gia đình từ 15 tuổi trở lên hoàn thành, một bộ tham số mô phỏng cho biết tôn giáo của chủ hộ (Phật giáo, Công giáo, tôn giáo khác hoặc không tôn giáo), một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay người Hoa, chỉ số giàu nghèo (làm thước đo "thu nhập thường xuyên"), và các tham số mô phỏng tuyến xã để xác định hiệu ứng cố định tại tuyến xã hoặc tuyến trên.

Kết quả từ cả hai mô hình thống kê này cho thấy sản hộ sinh có liên quan quan đặng kể đến độ tuổi phụ nữ (phi

**Biểu đồ 47.** Đường cong bất bình đẳng về sinh đẻ tại cơ sở y tế và bệnh viện đối với trẻ sinh gần nhất trong 5 năm qua, ĐTMSVN năm 1992/93



**Nguồn:** ĐTMSVN năm 1992/93

tuyển tính nhưng chỉ có ý nghĩa đối với sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế bất kỳ), học vấn của bản thân người phụ nữ (dương, nhưng chỉ có ý nghĩa đối với sinh đẻ được nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh), cấp học cao nhất mà thành viên hộ gia đình hoàn thành (dương đối với cả 4 chỉ số), tôn giáo (Công giáo và các tôn giáo khác ngoại trừ Phật giáo, ít được nhân viên y tế chuyên môn đỡ đẻ hay sinh đẻ tại cơ sở y tế hơn, mặc dù tôn giáo tựu chung không có ý nghĩa đối với sinh đẻ tại bệnh viện), người Kinh hoặc người Hoa (dương nhưng chỉ áp dụng cho sinh đẻ có nhân viên chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế bất kỳ, tức là không áp dụng cho sinh đẻ có bác sỹ hộ sinh hay sinh đẻ ở bệnh viện). Đáng ngạc nhiên là không một chỉ số chăm sóc sản nào có liên hệ đáng kể với chỉ số giàu nghèo, bất chấp có sự bất bình đẳng đáng kể về thu nhập được quan sát ở các chỉ số này, cho thấy rằng một hoặc nhiều hệ số thu nhập là nguyên nhân của bất bình đẳng về thu nhập được quan sát.

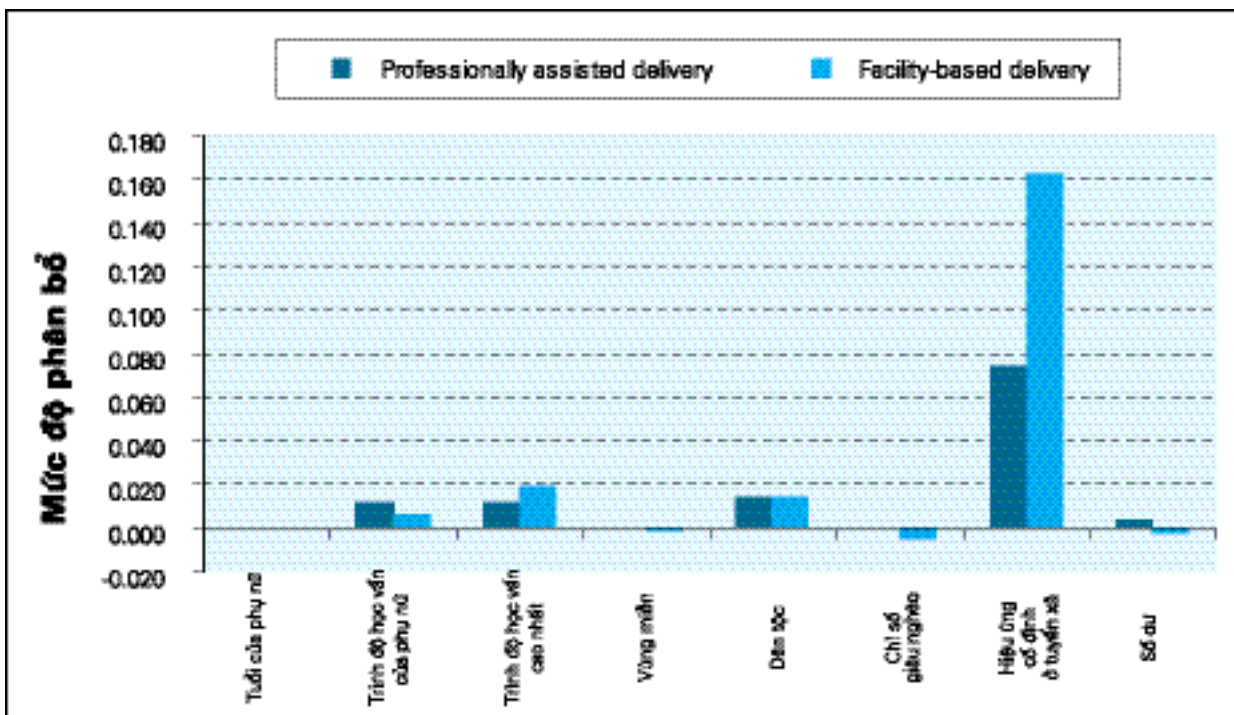
*Phân tích chi tiết bất bình đẳng về chăm sóc sản hộ sinh*

Các mô hình xác suất tuyển tính ước tính được sử dụng để phân tích chi tiết CI cho hai chỉ số chăm sóc sản hộ

sinh: sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế bất kỳ. Kết quả được tóm tắt ở Biểu đồ 48, cho thấy nhân tố chính góp phần gây bất bình đẳng là các chỉ số về hiệu ứng cố định ở tuyến xã. Các yếu tố có đóng góp tương đối nhỏ khác là học vấn của phụ nữ, cấp học cao nhất của người lớn trong hộ gia đình và dân tộc. Cả hai chỉ số đều không có yếu tố bù trừ đáng kể.

Phân tích các hiệu ứng cố định ước tính ở tuyến xã được tiến hành để chỉ ra các đặc trưng ở xã có liên quan mật thiết nhất đến các hiệu ứng cố định ước tính đối với sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế. Các tham số diễn giải giống như các tham số được sử dụng trong phân tích về hiệu ứng cố định ước tính tuyến xã đối với khám thai. Kết quả mang lại khá nhiều thông tin. Các tham số diễn giải gộp lại chiếm 38-55% tổng mức biến thiên của hiệu ứng cố định ước tính, tùy thuộc vào chỉ số (sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh hay sinh đẻ tại cơ sở y tế) và mẫu nghiên cứu (toàn bộ các xã hoặc chỉ các xã nông thôn). Hiệu ứng cố định ước tính đối với các sinh đẻ được nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh có liên quan đáng kể số cấp học trung vị người lớn độ tuổi 15+

**Biểu đồ 48.** Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) đối với sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế của trẻ sinh gần nhất dưới 5 tuổi, 1992/93.



Nguồn: Phụ lục 3, Bảng 61, 62

hoàn thành của xã mẫu (dương) và (trong trường hợp các xã nông thôn) là chỉ số về khoảng cách đến cơ sở y tế (dương). Hiệu ứng cố định ước tính đối với sinh đẻ ở cơ sở y tế có liên quan đáng kể đến giá trị chỉ số giàu nghèo trung vị của xã mẫu (dương), vùng miền (thấp hơn đáng kể ở vùng Đông Bắc, Tây Bắc, Bắc Trung bộ và Tây nguyên, so với đồng bằng sông Hồng, khu vực bị bỏ sót), và (ở các xã nông thôn) là chỉ số điều kiện đường xá (dương).

## Số liệu hiện tại

### Điều tra MICS III năm 2006

#### Ước tính mức độ bất bình đẳng trong sản hợ sinh

Biểu đồ 49 trình bày đường cong bất bình đẳng về sinh đẻ trong hai năm trước có nhân viên y tế chuyên môn hay bác sỹ hộ sinh dựa trên số liệu từ Điều tra MICS III năm 2006, lấy chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các đường cong cho thấy vẫn còn mức độ bất bình đẳng đáng kể (có lợi cho phụ nữ giàu) trong sinh đẻ có nhân viên chuyên môn hộ sinh (CI = +0,096, lấy chỉ số giàu nghèo làm LSM) và mức độ bất bình đẳng của chỉ số này chỉ giảm rất ít kể từ năm 1992/93 khi CI dựa trên chỉ số giàu nghèo là 0,115. Khảo sát thay đổi trong mức sử dụng các dịch vụ này giữa các nhóm ngũ phân vị cho thấy thực tế hầu như không có tiến bộ nào về sử dụng hộ sinh chuyên môn trong sinh đẻ ở nhóm ngũ phân vị nghèo nhất kể từ 1992/93, trong khi ở ba nhóm ngũ phân vị ở giữa đã có bước tiến đáng kể. Đáng tiếc là Điều tra MICS III không có số liệu về sinh đẻ được bác sỹ hộ sinh tách riêng so với y sỹ hộ sinh, do vậy không thể so sánh chỉ số sinh đẻ có bác sỹ hộ sinh giữa năm 1992/93 và năm 2006.

Biểu đồ 50 biểu diễn đường cong bất bình đẳng về sinh đẻ tại cơ sở y tế bất kỳ và tại bệnh viện trong hai năm qua, lấy chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các đường cong cho thấy vẫn còn bất bình đẳng với mức độ vừa phải trong sinh đẻ ở cơ sở y tế bất kỳ, có lợi cho phụ nữ giàu (CI = +0,116, LSM: chỉ số giàu nghèo). Tuy vậy mức độ bất bình đẳng của chỉ số này cũng đã giảm đáng kể từ năm 1992/93, khi CI (cũng dựa trên chỉ số giàu nghèo) là +0,194. Biểu đồ 50 cho thấy có sự bất bình đẳng với mức độ cao hơn về sinh đẻ ở bệnh viện, cũng có lợi cho

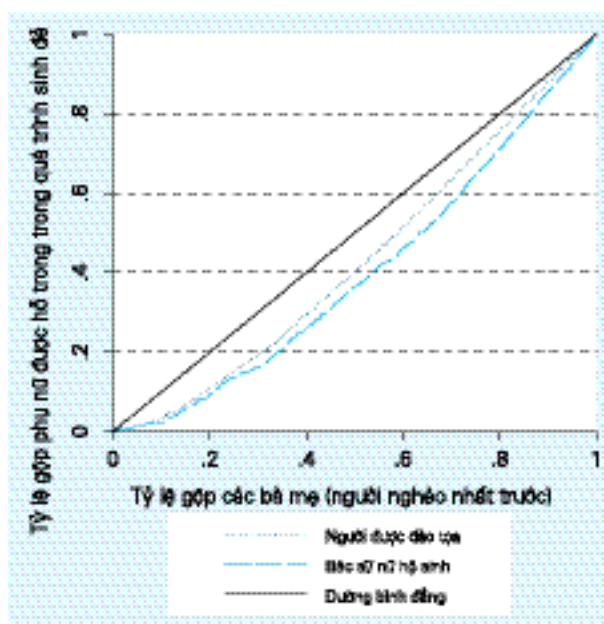
phụ nữ giàu (CI = +0,218). Tuy vậy mức độ bất bình đẳng ở chỉ số này cũng giảm đáng kể từ năm 1992/93, khi CI (dựa trên chỉ số giàu nghèo) là +0,360.

#### Phân tích hồi quy về sản hợ sinh

Phân tích hồi quy (sử dụng mô hình xác suất tuyến tính) được áp dụng để chỉ ra các yếu tố liên quan có liên hệ mật thiết nhất đến 4 chỉ số về sản hợ sinh là: sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh, sinh đẻ có bác sỹ hay y sỹ hộ sinh, sinh đẻ tại cơ sở y tế bất kỳ, sinh đẻ ở bệnh viện. Các tham số diễn giải gồm độ tuổi phụ nữ, cấp học cao nhất mà người phụ nữ hoàn thành, cấp học cao nhất mà thành viên bất kỳ từ 15 tuổi trở lên trong gia đình hoàn thành, một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay Hoa, chỉ số giàu nghèo (thước đo "thu nhập thường xuyên" của hộ gia đình) và các tham số mô phỏng ở tuyến xã để xác định hiệu ứng cố định tại tuyến xã hoặc tuyến trên.

Kết quả cho thấy sản hợ sinh có liên quan đáng kể đến cấp học cao nhất người lớn bất kỳ trong gia đình hoàn

**Biểu đồ 49.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về số ca sinh trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi được nhân viên y tế chuyên môn bất kỳ hay bác sỹ hoặc y sỹ hộ sinh, Điều tra MICS III năm 2006



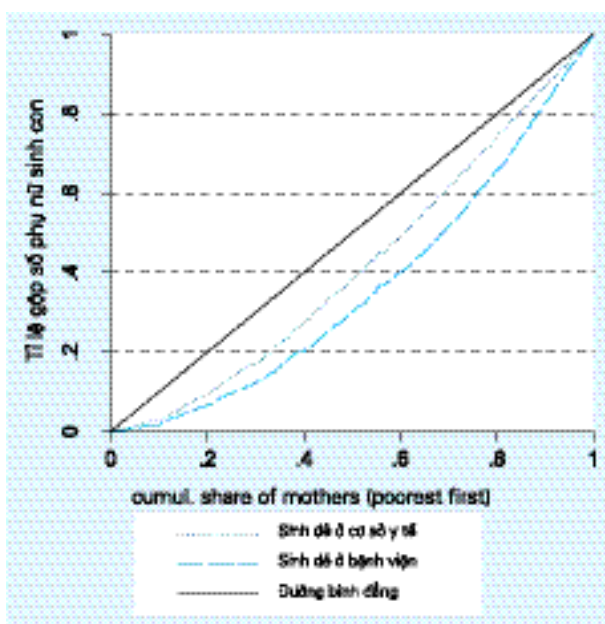
**Nguồn:** Điều tra MICS III năm 2006

thành (duong, tuy nhiên chỉ có ý nghĩa đối với trường hợp sinh đẻ do bác sỹ hay y sỹ hộ sinh và sinh đẻ tại bệnh viện và đối với trường hợp sau chỉ ở mức 0,10), người Kinh hay người Hoa (duong, chỉ áp dụng cho sinh đẻ ở cơ sở y tế bất kỳ hay ở bệnh viện và chỉ ở mức 0,10 trong trường hợp sinh đẻ ở loại cơ sở y tế bất kỳ), và chỉ số giàu nghèo (duong, chỉ áp dụng cho trường hợp sinh đẻ ở bệnh viện).

*Phân tích chi tiết bất bình đẳng trong sản hợ sinh*

Các mô hình xác suất tuyến tính được sử dụng để phân tích CI cho 4 chỉ số sản hợ sinh, lấy chỉ số giàu nghèo làm LSM. Kết quả được tóm tắt ở Biểu đồ 51, cho thấy hiệu ứng cố định ở tuyến xã đóng góp phần lớn nhất vào bất bình đẳng ở ca 4 chỉ số năm 2006. Chỉ số giàu nghèo chiếm vị trí thứ hai đối với hai trên bốn chỉ số là: sinh đẻ ở bệnh viện và sinh đẻ có bác sỹ hay y sỹ hộ sinh, trong khi dân tộc chiếm vị trí thứ hai về đối với hai chỉ số còn lại: sinh đẻ do nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở loại cơ sở y tế bất kỳ. Mức đóng góp vượt trội của các hiệu ứng cố định tuyến xã tương tự như các kết quả trong phân tích chi tiết năm 1992/93 (Biểu đồ 48). Tuy nhiên, mức đóng góp lớn từ

**Biểu đồ 50.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về sinh đẻ tại cơ sở y tế hoặc bệnh viện ở trẻ sinh gần nhất trong 2 năm qua, MICSIII năm



**Nguồn:** Điều tra MICS III năm 2006

chỉ số giàu nghèo và dân tộc không được tính toán trong phân tích chi tiết 1992/93.

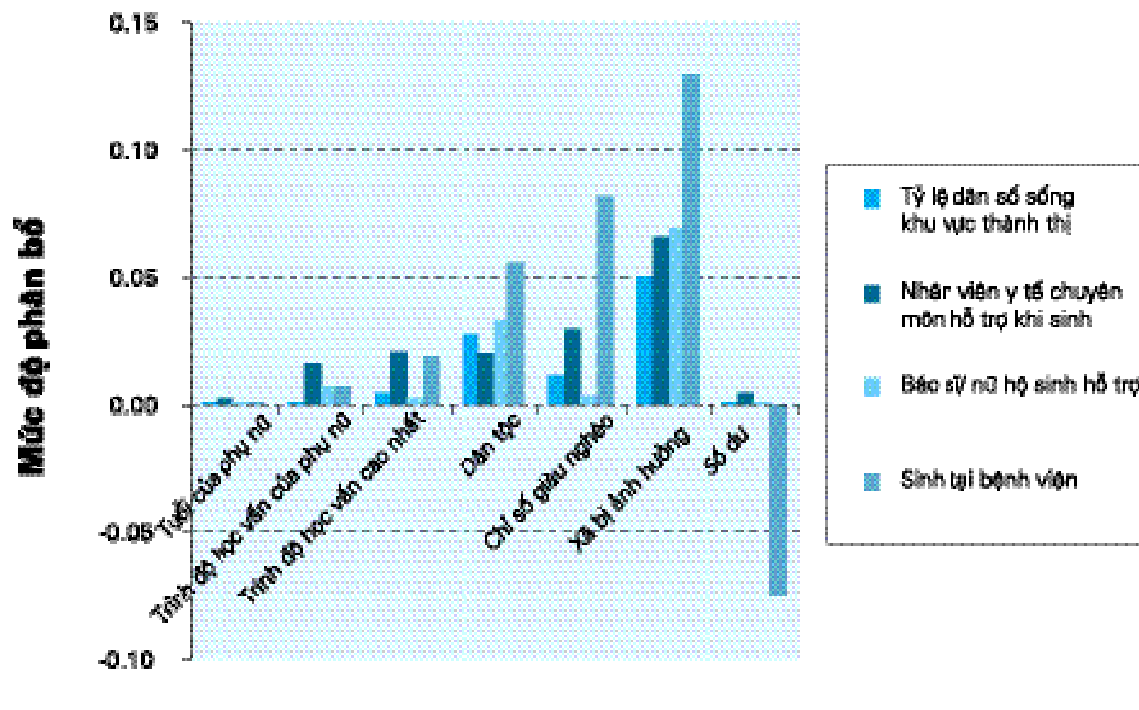
Phân tích tuyến xã các hiệu ứng cố định ước tính được thực hiện để xác định các đặc trưng tuyến xã có liên hệ mật thiết nhất với các hiệu ứng cố định ở tuyến đối với sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế. Kết quả cho biết khá nhiều thông tin. Các tham số diễn giải chiếm 46- 50% tổng mức biến thiên trong hiệu ứng cố định ước tính, tùy thuộc vào chỉ số (có nhân viên y tế chuyên môn đỡ đẻ hoặc sinh đẻ tại cơ sở y tế) và mẫu nghiên cứu (toàn bộ các xã hay chỉ ở xã nông thôn). Hiệu ứng cố định ước tính về sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế có liên quan đáng kể đến chỉ số chất lượng và số lượng nhà ở (âm), sử dụng nhiên liệu nấu nướng hiện đại (âm), tỷ lệ trung vị người Kinh và người Hoa trong xã (âm), số năm đi học trung vị của người lớn ở các hộ gia đình trong xã (âm), các vùng phía Nam (duong), và có đường xá vào xã (âm, chỉ áp dụng cho khu vực nông thôn và sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh). Đối với sinh đẻ ở cơ sở y tế ở khu vực nông thôn việc sống ở miền núi phía Bắc và Tây nguyên có ảnh hưởng âm đáng kể.

**Số liệu tuyến tỉnh**

*Ước tính mức độ bất bình đẳng*

Biểu đồ 52 biểu diễn đường cong bất bình đẳng đối với sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh ở 64 tỉnh năm 2005, dựa trên số liệu từ Hệ thống Thông tin Y tế, BHYT. Số liệu cho thấy chỉ có bất bình đẳng ở mức độ nhỏ có lợi cho phụ nữ giàu về hộ sinh chuyên môn (CI = +0,023), và bất bình đẳng ở mức độ thấp hơn nhiều so với Điều tra MICS III 2006 (CI = +0,096 trong biểu đồ 49). Sự chênh lệch này có thể do thực tế đường cong bất bình đẳng tuyến tỉnh chỉ thể hiện sự bất bình đẳng giữa các tỉnh, trong khi đó đường cong tương ứng tính toán từ điều tra hộ gia đình thể hiện cả bất bình đẳng giữa các tỉnh và trong một tỉnh. Tuy nhiên, sự chênh lệch này cũng có thể thể hiện một số vấn đề trong khai báo do số liệu của HTTYT, BHYT cho thấy 96% ca sinh năm 2005 có hộ sinh chuyên môn trong khi MICS III 2006 cho biết chỉ có 87% số ca sinh trong hai năm trước có hộ sinh chuyên môn. Đặc biệt, số ca sinh (mẫu số trong chỉ số của HTTYT) ở khu vực nghèo, vùng sâu vùng xa có thể đã được thu thập không đủ (do nhiều phụ nữ ở các khu vực này vẫn sinh đẻ tại nhà).

**Biểu đồ 51.** Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về sinh đẻ có nhân viên y tế chuyên môn hộ sinh và sinh đẻ ở cơ sở y tế đối với trẻ sinh gần nhất dưới 2 tuổi, điều tra MICS III năm 2006



**Nguồn:** Phụ lục, bảng 44-47

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy tuyến tính về tỷ lệ sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn cho thấy sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn có liên quan đáng kể đến tỷ lệ dân số là người dân tộc thiểu số (âm), thu nhập hộ gia đình đầu người hàng tháng (dương), tỷ lệ người dân thành thị (âm tuy chỉ ở mức 0,10). Mối tương quan âm với đô thị hoá là khá bất ngờ do dân cư thành thị thường có điều kiện tiếp cận dịch vụ y tế tốt hơn người dân nông thôn. Tuy nhiên, kết quả này có thể là do người dân tìm đến các cơ sở tư nhân nhiều hơn trong sản hộ sinh ở khu vực thành thị, trong khi số liệu không được ghi chép trong HTTTYT của BHYT.

### Phân tích chi tiết bất bình đẳng

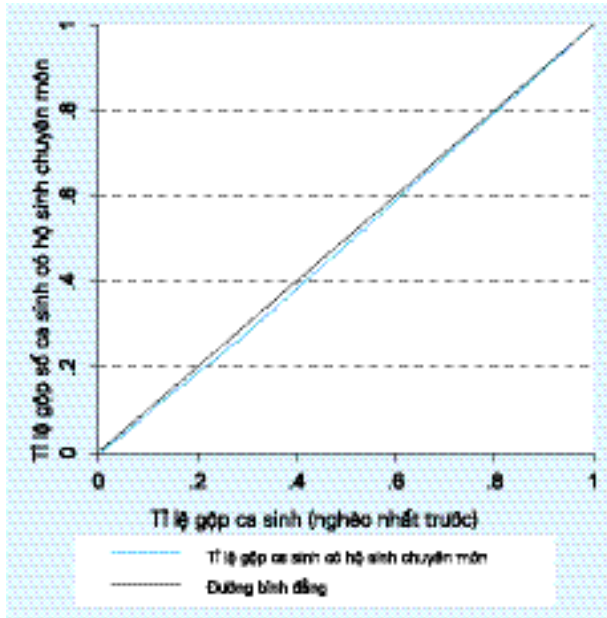
Biểu đồ 53 tóm tắt kết quả phân tích CI đối với các sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn. Kết quả cho thấy thu nhập và dân tộc là nguyên nhân dẫn đến bất bình đẳng nhiều nhất được quan sát (ở mức độ thấp trong tất cả các trường hợp) đồng thời mức đóng góp của các chỉ số này bị đô thị hoá bù trừ phần nào (mặc dù đô thị hoá không có ý nghĩa thống kê kể cả ở mức 0,10 trong

phân tích hồi quy, CI của nó có giá trị tuyệt đối khá lớn, ở mức + 0,306)

## Kết luận

Vẫn còn bất bình đẳng đáng kể trong phân bố của hầu hết các chỉ số về sản hộ sinh, kể cả "sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn". Mặc dù bất bình đẳng ở một số chỉ số đã giảm đáng kể từ năm 1992/93 (ví dụ sinh đẻ ở cơ sở y tế bất kỳ hoặc sinh đẻ ở bệnh viện), nhưng mức độ bất bình đẳng trong "sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn" chỉ giảm rất ít. Tuy mức độ bất bình đẳng trong một số chỉ số đã giảm đáng kể tính từ năm 1992/93 (như sinh đẻ ở loại cơ sở y tế bất kỳ hay sinh đẻ ở bệnh viện) nhưng mức độ bất bình đẳng trong "sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn" chỉ giảm rất ít. Các hiệu ứng cố định ở tuyến xã (cũng có thể phản ánh hiệu ứng cố định ở các tuyến cao hơn) chiếm phần nhiều nguyên nhân dẫn đến bất bình đẳng trong các chỉ số được quan sát về sản hộ sinh (trong đó có khoảng 1/2 bất bình đẳng về sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn). Phân tích về hiệu ứng cố định ước tính ở xã cho thấy các hiệu ứng cố định tuyến xã

**Biểu đồ 52.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình đầu người hàng tháng năm 2005) về sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn ở 64 tỉnh thành năm 2005



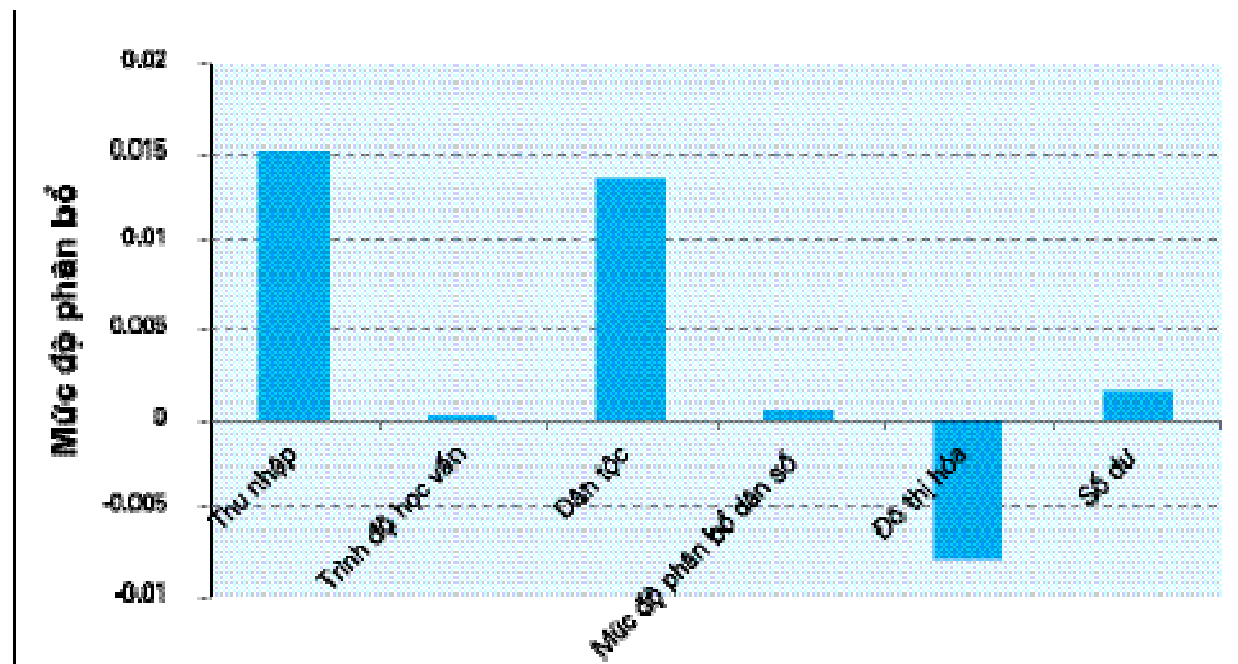
**Nguồn:** Hệ thống Thông tin Y tế, BHYT (Niêm giám Thống kê Y tế năm 2005)

này thể hiện sự biến thiên về tiếp cận và chất lượng dịch vụ y tế địa phương. Số liệu tuyến tính từ HTTTYT về sản hộ sinh có thể không đáng tin cậy do nghi ngờ số liệu sinh đẻ có hộ sinh tư nhân và sinh đẻ tại nhà ở các khu vực nông thôn, vùng sâu vùng xa không được thu thập đầy đủ. Kết quả từ các buổi phỏng vấn đối tượng chủ chốt khẳng định khoảng cách địa lý đến cơ sở y tế, do không biết lúc nào cần đi khám, do chi phí tài chính trong khám chữa bệnh, tìm kiếm dịch vụ và chất lượng dịch vụ chăm sóc thai sản là đều góp phần gây bất bình đẳng trong tiếp cận dịch vụ chăm sóc sức khoẻ sinh sản theo chiều hướng bất lợi cho người nghèo. Các chuyên gia ở địa phương cũng cho rằng sự bất bình đẳng trong tiếp cận chăm sóc phù hợp và kịp thời có liên hệ với nguy cơ ngày càng tăng về biến chứng hay trầm trọng thăm khám cho cả bà mẹ và trẻ em.

### Tiêm chủng

Tiêm chủng ở trẻ (đặc biệt là tiêm phòng sởi) từ lâu đã được xem là một trong những can thiệp có hiệu quả kinh tế nhất để giảm tử vong ở trẻ. Việt nam đã có những tiến bộ đáng kể trong tiêm phòng trẻ em trong

**Biểu đồ 53.** Phân tích chi tiết CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) đối với sinh đẻ có hộ sinh chuyên môn trên 64 tỉnh thành năm 2005



**Nguồn:** Phụ lục 5, bảng 18

15 năm qua, như sẽ trình bày trong phân tích dưới đây. Tuy nhiên, tiêm phòng ở trẻ vẫn chưa được phổ cập toàn diện ở Việt Nam nên vẫn còn mức độ bất bình đẳng đáng kể trong hầu hết các chỉ số về tiêm chủng

## Số liệu hiện tại

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 54 miêu tả đường cong bất bình đẳng của trẻ dưới 5 tuổi còn sống được tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin (DPT, sởi, bại liệt và BCG) và không được tiêm phòng (theo thẻ tiêm chủng và khai báo của bố mẹ), dựa trên số liệu từ ĐTMSVN 1992/93 và sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM. Tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi được tiêm phòng đầy đủ và tỷ lệ trẻ không được tiêm phòng tương ứng là 39% và 21% năm 1992/93. Đường cong bất bình đẳng cho thấy có bất bình đẳng ở mức độ từ vừa phải đến cao trong tiêm chủng đầy đủ, có lợi cho trẻ em giàu (CI = +0,147), và một mức độ bất bình đẳng cao ở trẻ dưới 5 tuổi không được tiêm phòng, bất lợi cho trẻ nghèo (CI = -0,262). Đáng chú ý là bất bình đẳng trong tiêm phòng đầy đủ cao hơn bất bình đẳng quan sát được trong tử vong ở trẻ dưới 5 tuổi năm 1992/93 (Biểu đồ 2), cho thấy bất bình đẳng trong tiêm chủng là một nhân tố quan trọng góp phần vào bất bình đẳng trong tử vong ở trẻ quan sát được năm 1992/93.

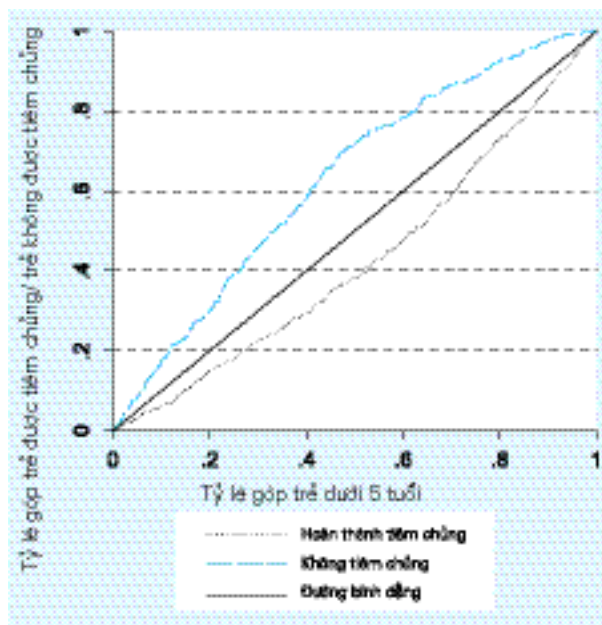
### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định các nhân tố liên quan nhiều nhất đến tiêm chủng đầy đủ và không được tiêm chủng ở trẻ còn sống dưới 5 tuổi. Hai mô hình thống kê khác nhau được sử dụng là: mô hình xác suất tuyến tính và mô hình logit hiệu ứng cố định. Tham số diễn giải bao gồm độ tuổi của trẻ (theo ngày), giới tính của trẻ, cấp học cao nhất mà người mẹ hoàn thành, trung vị số năm đi học mà tất cả thành viên trong gia đình từ 15 tuổi trở lên hoàn thành (kể cả người mẹ), một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay là người Hoa, chỉ số giàu nghèo (thước đo thu nhập thường xuyên của hộ gia đình), các tham số mô phỏng tuyến xã để xác định hiệu ứng cố định tại tuyến

xã hoặc tuyến trên.

Kết quả từ mô hình xác suất tuyến tính cho thấy tình trạng tiêm vắc xin ở trẻ liên quan đáng kể đến độ tuổi (phi tuyến tính - trong trường hợp tiêm phòng đầy đủ có tăng mạnh trong 2 năm qua và sau đó duy trì ở cùng mức, còn không tiêm phòng có tương quan ngược lại), số cấp học trung vị mà thành viên trong gia đình từ 15 tuổi trở lên hoàn thành (dương đối với tiêm phòng đầy đủ và âm đối với không tiêm phòng), chỉ số giàu nghèo (dương đối với tiêm phòng đầy đủ, nhưng chỉ ở mức 0,10, và âm đối với không tiêm phòng). Đáng ngạc nhiên là tình trạng tiêm phòng ở trẻ không liên quan đáng kể đến trình độ học vấn của bà mẹ,<sup>40</sup> hay có liên hệ đáng kể với giới tính hay dân tộc của trẻ. Mô hình logit hiệu ứng cố định (hồi quy không được báo cáo) cũng cho kết quả tương tự.<sup>41</sup>

**Biểu đồ 54.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) của trẻ dưới 5 tuổi được tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin và trẻ không được tiêm phòng (trừ trẻ đã tử vong), ĐTMSVN năm 1992/93



**Nguồn:** ĐTMSVN năm 1992/93

<sup>40</sup> Bất ngờ hơn là tình trạng tiêm phòng vắc xin ở trẻ không liên quan đáng kể đến trình độ giáo dục của người mẹ khi mà trình độ trung bình ở người lớn thành viên trong gia đình không được nêu trong cách tính này (hồi quy không được ghi báo cáo).

<sup>41</sup> Ngoại lệ là dân tộc liên quan đáng kể đến việc không tiêm phòng vắc xin. Tuy nhiên sự khác biệt có thể phản ánh thay đổi về mẫu nghiên cứu ước tính do 30-40 xã bị cắt bỏ do thiếu biến thiên trong tham số phía bên trái.

*Phân tích chi tiết bất bình đẳng*

CI của tiêm phòng vắc xin đầy đủ và không tiêm phòng được phân tích sử dụng mô hình xác suất tuyến tính ước tính và chỉ số giàu nghèo làm LSM. Kết quả được tóm tắt trong Biểu đồ 55 (mức đóng góp ước tính được thể hiện theo tỷ lệ % của từng CI trong trường hợp này nhằm nêu bật sự giống nhau trong kết quả ở cả hai chỉ số tuy mức đóng góp ước tính mang dấu ngược). Kết quả cho thấy cũng các yếu tố này đã dẫn đến bất bình đẳng trong cả hai chỉ số, trong đó các hiệu ứng cố định ở xã có phần đóng góp lớn nhất, tiếp đến là chỉ số giàu nghèo, học vấn trung vị của người lớn và dân tộc.

Phân tích hiệu ứng cố định ước tính ở tuyến xã được tiến hành bằng cách sử dụng tham số diễn giải ở xã giống như trong phân tích hiệu ứng cố định về khám thai. Các tham số diễn giải chiếm 17-30% tổng mức biến thiên trong các hiệu ứng cố định ước tính, tùy thuộc vào chỉ số (tiêm phòng đầy đủ hay không tiêm phòng) và mẫu nghiên cứu (tất cả các xã hay chỉ các xã nông thôn). Hiệu ứng cố định ước tính đối với tiêm phòng đầy đủ liên quan đáng kể đến vùng miền (các tham số mô phỏng tính chung có ý nghĩa, trong đó tỷ lệ tiêm phòng đầy đủ thấp hơn ở tất cả các vùng trừ khu vực Nam Trung bộ so với Đồng bằng sông Hồng,

vùng bị bỏ sót) và với chỉ số về điều kiện đường xá (dương nhưng chỉ số này chỉ áp dụng với các xã nông thôn). Hiệu ứng cố định ước tính đối với không tiêm phòng vắc xin chỉ có liên quan đáng kể đến tỷ lệ trung vị dân số ở các hộ có chủ hộ là người Kinh hoặc người Hoa (âm).

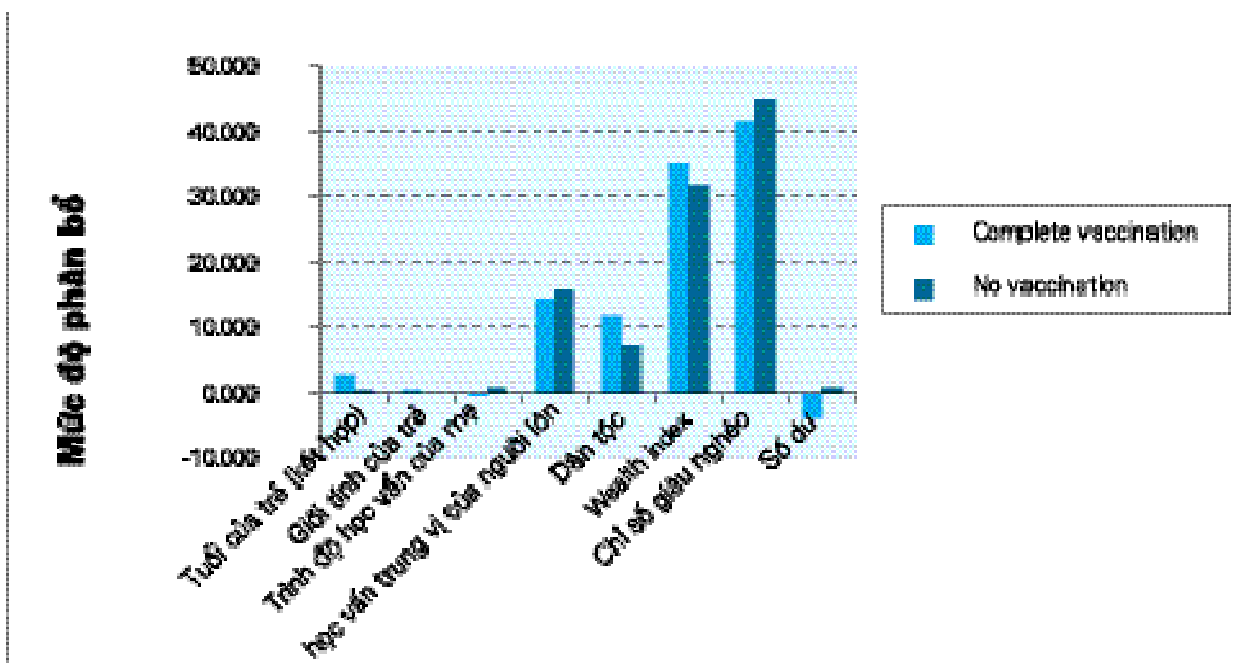
Số liệu hiện tại

Điều tra MICS III năm 2006

*Ước tính mức độ bất bình đẳng*

Biểu đồ 56 cho thấy đường cong bất bình đẳng đối với một số định nghĩa khác nhau về tiêm phòng đầy đủ ở trẻ dưới 5 tuổi còn sống, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM. Các đường cong cho thấy có sự bất bình đẳng ở mức độ vừa phải đến cao trong một số chỉ số tiêm chủng quan trọng có lợi cho trẻ giàu và rằng mức độ bất bình đẳng đã tăng dần do các định nghĩa ngày một chặt chẽ về tiêm phòng đầy đủ được sử dụng, trong đó có số vắc xin được tiêm phòng và độ tuổi được tiêm phòng (toàn bộ được khuyến cáo tiêm phòng trong năm đầu đời của trẻ). Chỉ số tương ứng nhất với một chỉ số khác trong ĐTMSVN 1992/93 là tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi

**Biểu đồ 55.** Phân tích CI (LSM=chỉ số giàu nghèo) đối với tiêm phòng đầy đủ và không tiêm phòng ở trẻ dưới 5 tuổi, ĐTMSVN năm 1992/93



Nguồn: Phụ lục 3, Bảng 69, 70

được tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin. CI của chỉ số này (sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM) là +0,108 năm 2006, so với +0,147 năm 1992/93. Do vậy, có thể đã có tiến bộ trong giảm bất bình đẳng ở chỉ số này. Tỷ lệ trung vị trẻ được tiêm phòng vắc xin đầy đủ theo định nghĩa này cũng tăng từ 39% năm 1992/93 lên 62% năm 2006, cho thấy tiến bộ đáng kể. Số liệu của Điều tra MICS III năm 2006 cho thấy dưới 2% trẻ dưới 5 tuổi không được tiêm phòng (giảm từ 21% năm 1992/93), trong đó 5% thuộc nhóm ngũ phân vị nghèo nhất (LSM=chỉ số giàu nghèo).

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy (sử dụng mô hình xác suất tuyến tính) được áp dụng để xác định các nhân tố liên quan nhiều nhất đến 3 chỉ số tiêm phòng: tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin (có thể so sánh với chỉ số được sử dụng trong ĐTMSVN năm 1992/93), tiêm phòng vắc xin đầy đủ trong đó có viêm gan B và tất cả các liều tiêm phòng được thực hiện trong năm đầu đời; và không tiêm phòng (áp dụng cho dưới 2% trẻ dưới 5 tuổi, 5% trẻ trong nhóm ngũ phân vị nghèo nhất). Các tham số diễn giải là độ tuổi của trẻ (tính theo ngày), giới tính, cấp học cao nhất mà người mẹ hoàn thành, cấp học cao nhất mà thành viên bất kỳ từ 15 tuổi trở lên trong gia đình hoàn thành, một tham số mô phỏng cho biết chủ hộ là người Kinh hay người Hoa, chỉ số giàu nghèo (thuộc đó thu nhập thường xuyên của hộ gia đình) và các tham số mô phỏng tuyến xã để nắm bắt hiệu ứng cố định tại tuyến này hoặc tuyến trên.

Kết quả cho thấy tình trạng tiêm phòng ở trẻ liên quan đáng kể đến độ tuổi (phi tuyến tính), là người Kinh hay người Hoa (dương, trong trường hợp chỉ số tiêm phòng vắc xin đầy đủ có thể so sánh với chỉ số có trong ĐTMSVN năm 1992/93, tuy nhiên chỉ ở mức 0,10; và có tương quan âm với chỉ số không tiêm phòng), chỉ số giàu nghèo (dương, chỉ áp dụng với hai chỉ số tiêm phòng vắc xin đầy đủ, và chỉ ở mức 0,10 đối với định nghĩa chặt chẽ hơn). Đáng ngạc nhiên là kết quả cho thấy tình trạng tiêm vắc xin ở trẻ không liên quan đáng kể đến trình độ học vấn của người mẹ hoặc của các thành viên khác trong gia đình.

### Phân tích chi tiết bất bình đẳng

Mô hình xác suất tuyến tính ước tính được sử dụng để phân tích CI cho 3 chỉ số, sử dụng chỉ số giàu nghèo

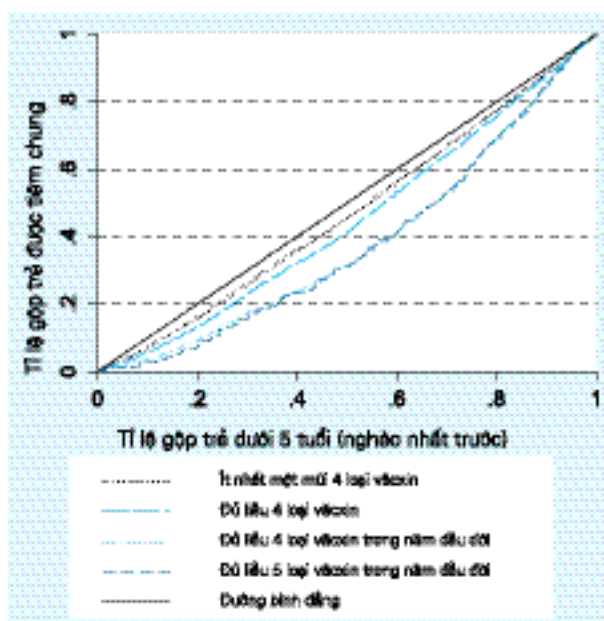
làm LSM. Kết quả được tóm tắt ở biểu đồ 56, cho thấy chỉ số giàu nghèo góp phần nhiều nhất gây bất bình đẳng trong tiêm chủng đầy đủ so với chỉ số được sử dụng ở ĐTMSVN năm 1992/93, tiếp đến là dân tộc và hiệu ứng cố định ở tuyến xã. Ba yếu tố này cũng là những tác nhân chính gây bất bình đẳng trong tiêm chủng đầy đủ năm 1992-993, cùng với học vấn của người lớn (năm 2006 không còn là một tác nhân quan trọng nữa). Kết quả phân tích chi tiết cho thấy dân tộc là yếu tố quan trọng nhất dẫn đến bất bình đẳng trong chỉ số không tiêm phòng, tiếp đến là hiệu ứng cố định ở xã, chỉ số giàu có, và học vấn của người mẹ. Chỉ số giàu nghèo và hiệu ứng cố định ở xã là hai nguyên nhân chính dẫn đến bất bình đẳng trong chỉ số tiêm phòng vắc xin đầy đủ theo định nghĩa chặt chẽ hơn.

## Số liệu tuyến tính

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

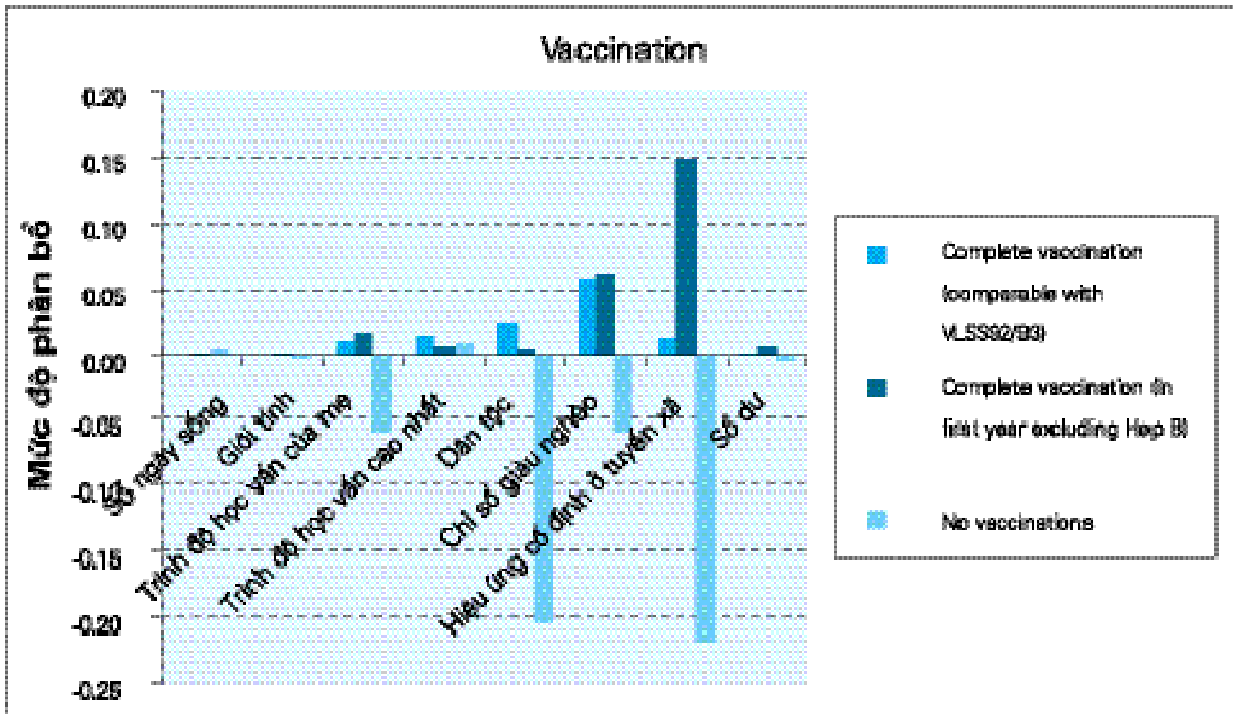
Biểu đồ 58 biểu diễn đường cong bất bình đẳng đối với hai chỉ số tiêm phòng ở tuyến tỉnh năm 2005 lấy từ hệ thống thông tin y tế của BHYT (tỷ lệ trẻ dưới 1 tuổi được

**Biểu đồ 56.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi còn sống được biết đã tiêm phòng đầy đủ, sử dụng các định nghĩa khác nhau về tiêm phòng đầy đủ, MICS III năm 2006



**Nguồn:** Điều tra MICS III năm 2006

**Biểu đồ 57.** Phân tích chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tiêm phòng đầy đủ và không tiêm phòng ở trẻ dưới 5 tuổi, MICS III năm 2006



**Nguồn:** Phụ lục 4, Bảng 60-62

tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin và tỷ lệ trẻ dưới 1 tuổi được tiêm phòng sởi). Các đường cong cho thấy hầu như không có bất bình đẳng trong hai chỉ số này (CI= +0,0036 và +0,0043), khác biệt so với số liệu tiêm phòng được thu thập trong điều tra hộ gia đình (so với Biểu đồ 56). Về giá trị trung vị cũng có sự khác biệt rõ ràng. Ví dụ HTTTYT của BYT cho biết có 98% trẻ dưới 1 tuổi được tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin trong năm 2005, trong khi đó MICS III 2006 cho biết chỉ có 62% trẻ dưới 5 tuổi được tiêm phòng đầy đủ.

**Phân tích hồi quy**

Phân tích hồi quy tuyến tính 2 chỉ số tiêm chủng ở trẻ cho thấy tiêm phòng có liên quan đáng kể đến trình độ giáo dục của người lớn (dương, chỉ áp dụng đối với tiêm phòng đầy đủ), tỷ lệ dân số thành thị (âm, chỉ ở mức 0,10). Tương quan âm với đô thị hoá là khá bất ngờ nếu xét đến mức tiếp cận khá thuận lợi của người dân thành thị đối với các dịch vụ y tế. Lý do có thể là trẻ em thành thị thường tiêm phòng ở cơ sở tư nhân và số liệu này không được thu thập đầy đủ trong HTTTYT của BYT.

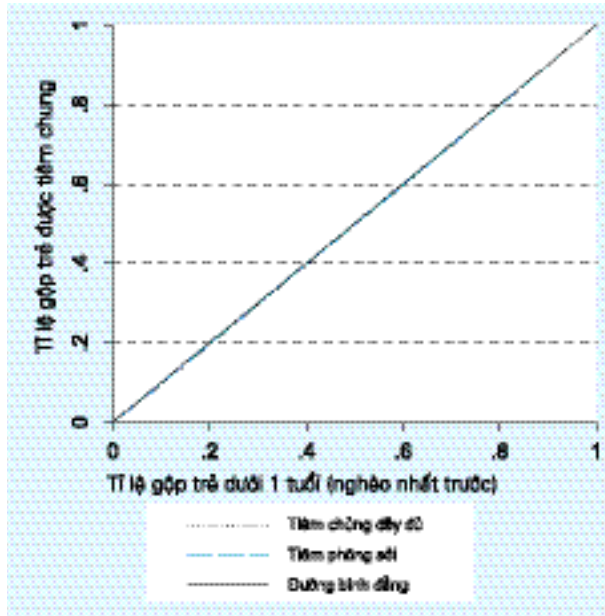
**Phân tích chi tiết bất bình đẳng**

Biểu đồ 59 tóm tắt kết quả phân tích CI về hai chỉ số tiêm chủng. Kết quả cho thấy phần đóng góp dương (có lợi cho trẻ giàu) trong bất bình đẳng từ thu nhập và học vấn hộ gia đình bị bù trừ bởi phần đóng góp âm (có lợi cho trẻ nghèo) từ mật độ dân số và đô thị hoá (đều có tương quan âm đối với tiêm phòng trong phân tích hồi quy, mặc dù liên hệ ước tính với mật độ dân số thậm chí không có ý nghĩa ở mức 0,10).

**Kết luận**

Mặc dù đã có sự cải thiện từng bước đáng kể về mức độ bình quân ở một số chỉ số tiêm chủng quan trọng nhưng theo điều tra hộ gia đình thì vẫn còn bất bình đẳng đáng kể trong các chỉ số này. Về phía cầu, thu nhập, dân tộc, học vấn của người lớn (riêng học vấn có mức độ ít hơn năm 2006 so với 1992/93) vẫn là nguyên nhân chủ yếu của bất bình đẳng trong các chỉ số tiêm chủng quan trọng; trong khi về phía cung có bằng chứng cho thấy khoảng cách địa lý tới cơ sở y tế và người hành nghề y cũng là những yếu tố quan trọng.

**Biểu đồ 58.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) đối với trẻ dưới 1 tuổi được tiêm phòng đầy đủ và trẻ dưới 1 tuổi được tiêm phòng sởi trên 64 tỉnh thành, năm 2005.



**Nguồn:** HHTTYT, BYT (Niên giám thống kê y tế năm 2005).

## Khám chữa bệnh

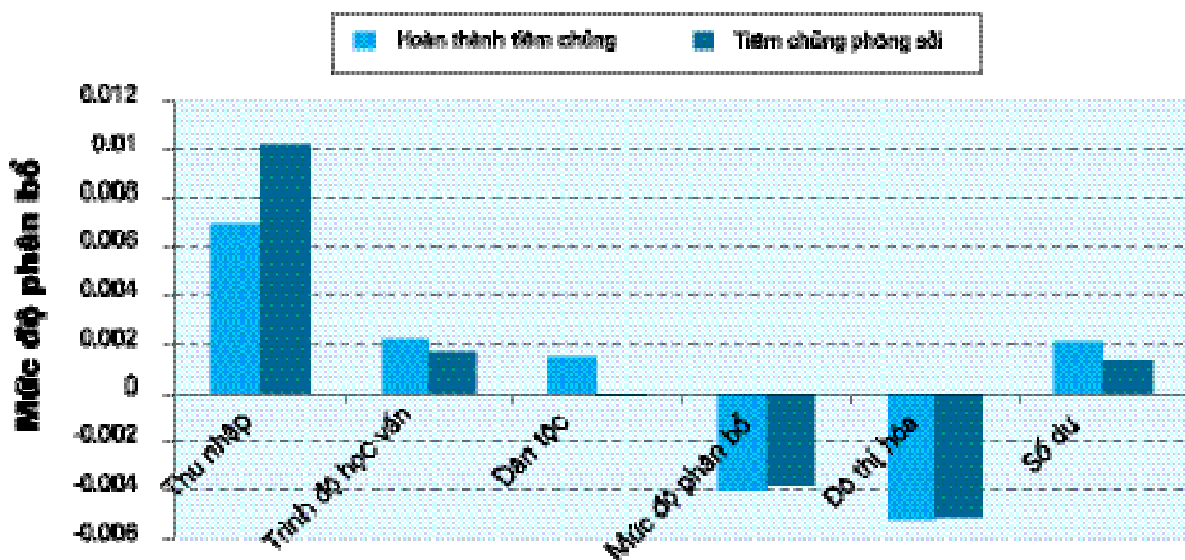
Ngoài y tế dự phòng, khám chữa bệnh ở trẻ dưới 5 tuổi và phụ nữ độ tuổi 15-49 cũng đóng vai trò quan trọng trong phòng ngừa tử vong bà mẹ và trẻ em, cả trực tiếp lẫn gián tiếp, và trong trường hợp trẻ dưới 5 tuổi là nhờ góp phần phòng ngừa suy dinh dưỡng. ĐTMSVN 1992/93 thu thập số liệu về khám chữa bệnh của từng thành viên hộ gia đình ở mọi độ tuổi trong 4 tuần trước. ĐTMSVN 2006 cũng thu thập những thông tin tương tự về khám chữa bệnh trong 4 tuần trước cũng như 12 tháng trước. Điều tra MICS III 2006 thu thập số liệu về khám chữa bệnh chỉ ở trẻ dưới 5 tuổi và chỉ có liên hệ với một số hạn chế các bệnh tật (như tiêu chảy, nhiễm trùng đường hô hấp và sốt).

## Số liệu ước tính ban đầu Trẻ dưới 5 tuổi

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

Biểu đồ 60 biểu diễn đường cong bất bình đẳng (sử dụng hai LSM khác nhau) về tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi báo ốm hay thương tích trong 4 tuần trước có khám sử dụng số

**Biểu đồ 59.** Phân tích CI (LSM=thu nhập hộ gia đình trên đầu người hàng tháng năm 2005) đối với hai chỉ số tiêm chủng ở trẻ năm 2005



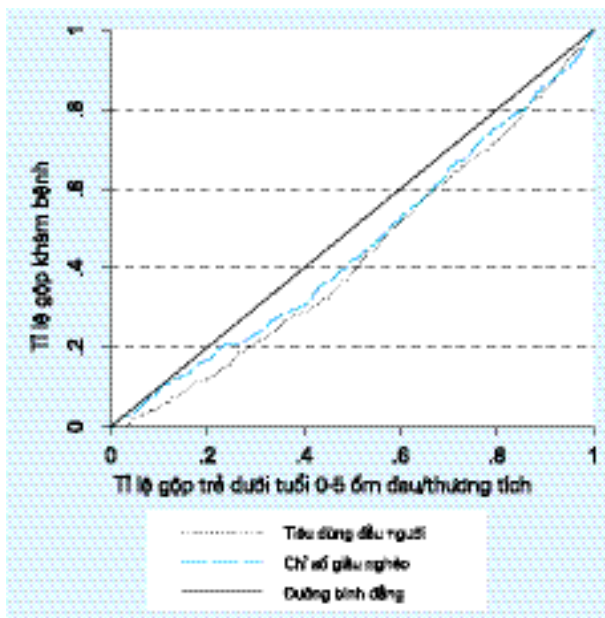
**Nguồn:** Phụ lục 5, Bảng 13 và 14

liệu từ ĐTMSVN 1992/93 (N=1017). Các đường cong bất bình đẳng cho thấy có mức độ bất bình đẳng vừa phải trong khám chữa bệnh ở trẻ dưới 5 tuổi năm 1992/93 theo hướng có lợi cho trẻ giàu. Các CI có ý nghĩa thống kê và có dải giá trị từ 0,072 (LSM=mức giàu nghèo đầu người đo đạc trực tiếp) tới 0,146 (LSM=mức tiêu dùng đầu người đo đạc trực tiếp). Tuy nhiên, chênh lệch giữa các CI theo LSM không có ý nghĩa thống kê.

**Phân tích hồi quy**

Phân tích hồi quy được áp dụng để xác định các nhân tố liên quan đến khám chữa bệnh ở trẻ dưới 5 tuổi năm 1992/93. Một mô hình xác suất tuyến tính được tính toán với tham số phía bên trái cho biết trẻ dưới 5 tuổi có đi khám ở cơ sở y tế hay không đối với các ốm đau, thương tích được biết trong 4 tuần trước. Kết quả cho thấy khám bệnh ở trẻ dưới 5 tuổi chỉ có liên hệ đáng kể với độ tuổi của trẻ (âm) và giới tính của trẻ (nhưng chỉ

**Biểu đồ 60.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=tiêu dùng đầu người đo đạc trực tiếp và chỉ số giàu nghèo) về khám bệnh tại cơ sở y tế của trẻ dưới 5 tuổi báo ốm hay bị thương tích trong 4 tuần trước



**Nguồn:** ĐTMSVN 1992/93

ở mức 0,10), tức là trẻ em gái ít được khám khi ốm đau, thương tích hơn, các yếu tố khác không đổi. Điều bất ngờ là chỉ số khám khi ốm đau, thương tích không có liên hệ đáng kể với việc trẻ dưới 5 tuổi có đi khám hay không, ngay cả khi không có mặt chỉ số nào về học vấn của các thành viên gia đình khác.<sup>42</sup> Các kết quả sử dụng mô hình logit hiệu ứng cố định cũng tương tự xét về dấu và mức ý nghĩa (hồi quy không được báo cáo).

**Phân tích chi tiết bất bình đẳng**

Biểu đồ 61 tổng hợp phân tích chi tiết CI về tỉ lệ khám bệnh ở trẻ dưới 5 tuổi bị ốm đau, thương tích, lấy chỉ số giàu nghèo làm LSM và các kết quả hồi quy được thảo luận ở trên. Kết quả cho thấy các hiệu ứng cố định tuyến xã là nhân tố chính góp phần vào CI, làm tăng khả năng khoảng cách đến cơ sở y tế có thể là nhân tố chính gây ra mức bất bình đẳng tương đối quan sát được trong chỉ số này năm 1992/93.

Phân tích hồi quy tuyến xã được sử dụng để xác định các yếu tố tuyến xã có liên hệ với hiệu ứng cố định tuyến xã. Các tham số diễn giải gồm giá trị trung vị chỉ số giàu nghèo của xã mẫu, tỉ lệ người Kinh hay Hoa, số cấp học người lớn độ tuổi 15+ hoàn thành, các biến mô phỏng cho biết vị trí của xã trong một trong 8 vùng và xã có phải phường hay không; và (chỉ với xã nông thôn) các chỉ số về khoảng cách tới cơ sở y tế và điều kiện đường xá ở xã (chỉ áp dụng cho xã nông thôn). Các biến diễn giải chiếm 33% (toàn bộ các xã) và 31% (xã nông thôn) mức biến thiên trong các hiệu ứng cố định tuyến xã. Yếu tố Kinh hay Hoa có liên hệ đáng kể (dương) với hiệu ứng cố định ước tính ở cả hai mô hình (do vậy, cũng có liên hệ với việc trẻ dưới 5 tuổi có đi khám ở cơ sở y tế khi ốm đau, thương tích). Ngoài ra, chỉ số giàu nghèo và đô thị hoá có liên hệ đáng kể (dương) với các hiệu ứng cố định ước tính trong mẫu ở toàn bộ các xã. Chỉ số giàu nghèo cũng có tương quan dương với hiệu ứng cố định ước tính ở mẫu xã nông thôn, nhưng tương quan này không có ý nghĩa ngay cả ở mức 0,10 (t=1,34). Cuối cùng, các biến mô phỏng khu vực gộp lại cũng có ý nghĩa ở mức 0,10 trong mẫu toàn bộ xã, nhưng không có ý nghĩa trong mẫu xã nông thôn. Do

<sup>42</sup> Cả số cấp học cao nhất của người lớn trong gia đình lẫn số cấp học trung vị mọi thành viên trong hộ gia đình độ tuổi 15+ hoàn thành có ý nghĩa thống kê khi đưa vào mô hình (hồi quy không báo cáo), cũng như việc đưa các tham số này vào không có ảnh hưởng gì đến dấu hay mức ý nghĩa của bất kỳ tham số nào trong mô hình

chất lượng dịch vụ y tế ở một xã nhất định có thể có liên quan đến mức thu nhập bình quân của xã, cơ cấu dân tộc và xã là thành thị hay nông thôn nên các kết quả này ít nhất cũng phù hợp với diễn giải rằng những biến thiên trong chất lượng y tế địa phương có vai trò quan trọng trong việc xác định chỉ số trẻ dưới 5 tuổi có đi khám ở cơ sở y tế khi ốm đau, thương tích hay không.

## Phụ nữ độ tuổi 15-49

### Ước tính mức độ bất bình đẳng

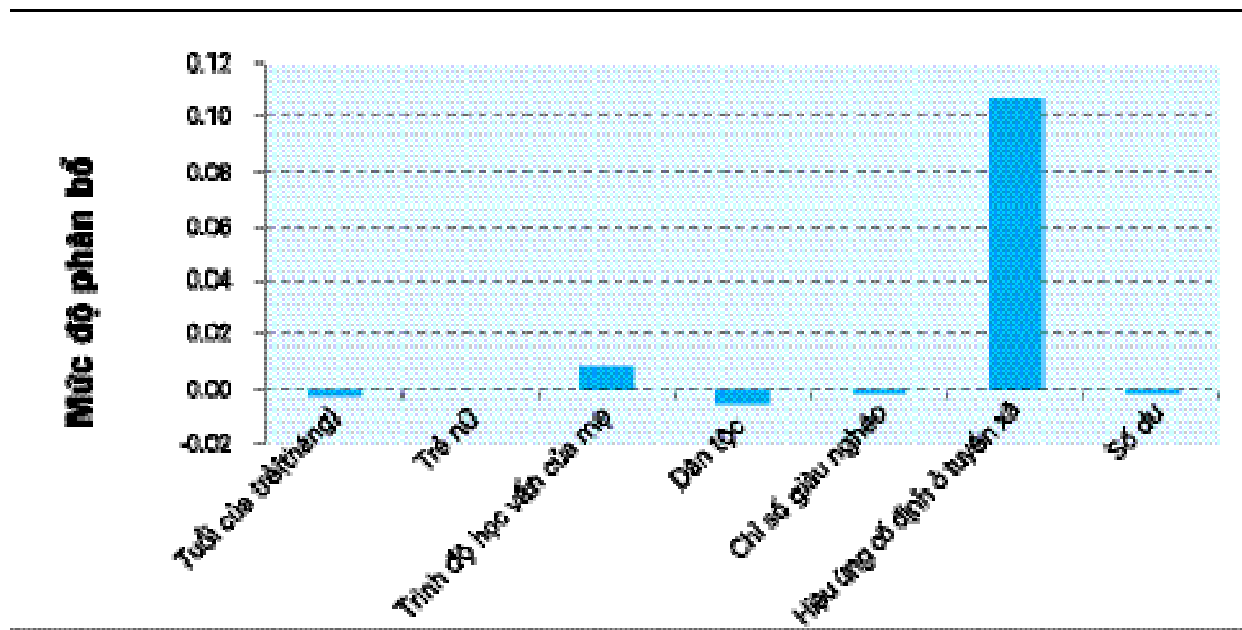
Biểu đồ 62 biểu diễn đường cong bất bình đẳng dựa trên hai LSM khác nhau (tiêu dùng đầu người tính trực tiếp và chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 báo ốm, thương tích trong 4 tuần trước và số người có đi khám ở cơ sở y tế năm 1992/93 (N=1638). Các đường cong cho thấy có bất bình đẳng mức độ từ thấp

đến vừa phải (có ý nghĩa thống kê) trong chỉ số này năm 1992/93, với CI dao động từ +0,040 (LSM=mức giàu nghèo đầu người tính trực tiếp) tới +0,100 (LSM=tiêu dùng đầu người tính trực tiếp).

### Phân tích hồi quy

Phân tích hồi quy được sử dụng để xác định các nhân tố liên quan nhiều nhất đến khám chữa bệnh ở phụ nữ độ tuổi 15-49. Một mô hình xác suất tuyến tính được tính toán. Tham số phía bên trái là một biến nhị phân cho biết phụ nữ độ tuổi 15-49 báo ốm, thương tích có đi khám trong 4 tuần trước hay không. Kết quả cho thấy khám chữa bệnh ở phụ nữ độ tuổi 15-49 có liên hệ đáng kể với độ tuổi của phụ nữ (phi tuyến tính, giảm mạnh từ độ tuổi 15-20 sau đó tương đối ổn định) và cấp học cao nhất người phụ nữ hoàn thành (dương).<sup>43</sup> Các kết quả sử dụng mô hình logit hiệu ứng cố định cũng tương tự xét về dấu và mức ý nghĩa (hồi quy không được báo cáo).

**Biểu đồ 61.** Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về khám bệnh ở cơ sở y tế của trẻ dưới 5 tuổi được biết có ốm đau, thương tích trong 4 tuần trước



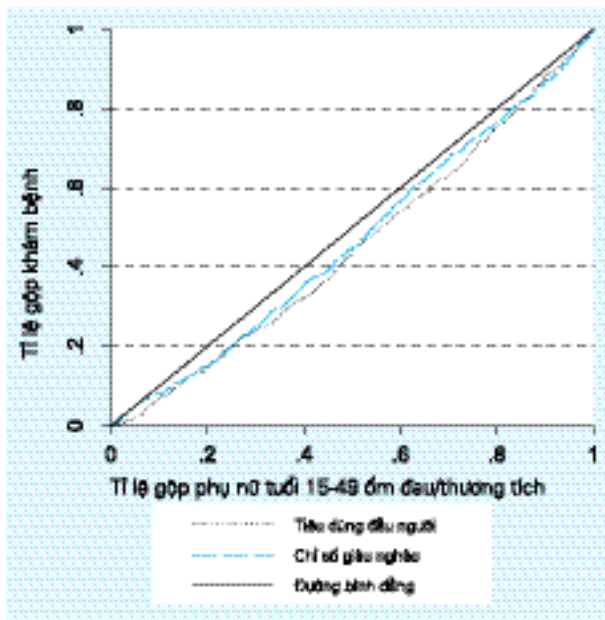
**Nguồn:** Phụ lục 3, bảng 74 (cột 3)

<sup>43</sup> Nếu số trung vị cấp học các thành viên gia đình độ tuổi 15+ hoàn thành được đưa vào mô hình (hồi quy không báo cáo) thì hệ số ước tính có ý nghĩa thống kê nhưng sự có mặt của tham số này sẽ làm giảm mức ý nghĩa của học vấn của bản thân người phụ nữ xuống mức ý nghĩa ranh giới ( $p=0,052$ ). Nếu cấp học cao nhất thành viên bất kỳ trong gia đình độ tuổi 15+ hoàn thành được đưa vào mô hình (hồi quy không báo cáo) thì hệ số của nó cũng có ý nghĩa thống kê và sự góp mặt của nó không ảnh hưởng đến dấu hay mức ý nghĩa của bất kỳ tham số nào khác.

*Phân tích chi tiết bất bình đẳng*

Biểu đồ 63 tổng hợp phân tích CI về chỉ số phụ nữ độ tuổi 15-49 báo ốm, thương tích trong 4 tuần trước có đi khám hay không, sử dụng chỉ số giàu nghèo làm LSM và phép hồi quy ước tính thảo luận ở trên. Kết quả cho thấy chỉ số giàu nghèo và học vấn của bản thân người phụ nữ góp phần nhiều nhất vào CI (chiếm tương ứng +0,051 và +0,040 CI, nhưng bị bù trừ -0,020 từ hiệu ứng cố định tuyến xã). Mức đóng góp tương đối lớn của chỉ số giàu nghèo khá bất ngờ nếu xét đến mức ý nghĩa của nó trong hàm hồi quy ước tính. Tuy nhiên, bản thân chỉ số giàu nghèo cũng phân bổ rất không đều trong mẫu phụ nữ độ tuổi 15-49 và mức phân bổ chỉ số giàu nghèo đối với CI trong trường hợp này chính là kết quả của mức cơ giãn ước tính thấp (0,003) và một CI cao (20,1).<sup>44</sup>

**Figure 62.** Concentration curve (LSM=directly measured per capita consumption and the wealth index) for consultation obtained by women ages 15-49 reporting an illness or injury during the past 4 weeks



**Source:** 1992/93 VLSS

Phân tích hồi quy tuyến xã được sử dụng để xác định các yếu tố tuyến xã có liên hệ với hiệu ứng cố định tuyến xã. Bộ tham số diễn giải tương tự như các tham số sử dụng ở trên để phân tích hiệu ứng cố định tuyến xã đối với khám chữa bệnh của trẻ dưới 5 tuổi trong phân tích này được sử dụng. Đáng tiếc là các kết quả không rõ ràng. Trong mô hình tính toán với toàn bộ xã mẫu (N=146), chỉ có các biến mô phỏng khu vực là có ý nghĩa thống kê (phụ nữ ở vùng Đông Nam bộ và đồng bằng sông Cửu long có xu hướng đáng kể đi khám bệnh ở cơ sở y tế khi bị ốm đau, thương tích hơn so với phụ nữ ở khu vực đồng bằng sông Hồng, vùng bị bỏ sót). Ngoài ra, phụ nữ ở các phường cũng ít đi khám hơn phụ nữ ở xã nông thôn, các yếu tố khác không đổi, nhưng tương quan này chỉ đáng kể ở mức 0,10. Không có tương quan có ý nghĩa thống kê nào trong mô hình ước tính chỉ với các xã nông thôn (N=108), trừ biến mô phỏng chỉ khu vực đồng bằng sông Cửu long (tức là phụ nữ nông thôn ở đồng bằng sông Cửu long có xu hướng đi khám ở cơ sở y tế nhiều hơn khi ốm đau, thương tích so với phụ nữ nông thôn ở đồng bằng sông Hồng). Đáng chú ý là cả chỉ số khoảng cách đến cơ sở y tế lẫn chỉ số về điều kiện đường xá đều không có liên hệ đáng kể với các hiệu ứng cố định tuyến xã trong mẫu xã nông thôn (cả hai hệ số tính toán đều dương nhưng đều có ý nghĩa khi tính riêng và tính chung).

**Số liệu hiện tại**  
**Điều tra MICS III 2006**

Khoảng 7% trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận mắc tiêu chảy trong khoảng thời gian tham chiếu 2 tuần. Điều tra MICS III 2006 tiến hành phỏng vấn về các cách chữa trị khác nhau ở trẻ mắc tiêu chảy để xác định các trường hợp được khám chữa đúng cách. Có mức bất bình đẳng vừa phải có lợi cho người giàu trong liệu pháp bù nước phù hợp cho trẻ dưới 5 tuổi (CI dao động từ +0,122 tới +0,152 tùy theo LSM được sử dụng để xếp hạng trẻ). Tuy nhiên, cỡ mẫu nhỏ số trẻ em báo ốm trong 2 tuần trước (N=196) khiến các tính toán có phần thiếu ổn định có thể thấy được qua tỉ lệ rất thấp trẻ ở nhóm ngũ phân vị tiếp theo được khám chữa phù hợp.

<sup>44</sup> Do chỉ số giàu nghèo có giá trị âm nên không bị giới hạn trong mức ±1 thông thường áp dụng cho CI của các tham số chỉ có giá trị âm.

Khoảng 6,5% trẻ dưới 5 tuổi được biết có các triệu chứng viêm phổi (ho, thở nhanh, đau vùng ngực) trong thời gian tham chiếu 2 tuần. Điều tra MICS III 2006 tiến hành phỏng vấn về khám chữa trẻ có các triệu chứng này, như có khám chữa không và nếu có thì là loại hình khám chữa nào. Số liệu cho thấy chỉ có mức bất bình đẳng nhỏ trong tỉ lệ trẻ khám chữa ở cơ sở y tế (CI dao động từ +0,017 đến +0,040 tùy thuộc vào LSM được sử dụng), tỉ lệ trẻ uống thuốc (CI dao động từ +0,010 tới +0,033), tỉ lệ trẻ uống kháng sinh (CI dao động từ +0,053 tới +0,066) và tỉ lệ trẻ dưới 5 tuổi có mẹ xác định được hai dấu hiệu viêm phổi nguy hiểm trở lên (CI dao động từ +0,001 tới +0,008). Trái lại, có mức bất bình đẳng khá cao có lợi cho người giàu trong tỉ lệ trẻ khám chữa bệnh ở bệnh viện hay trung tâm y tế (CI dao động từ +0,185 tới +0,230).

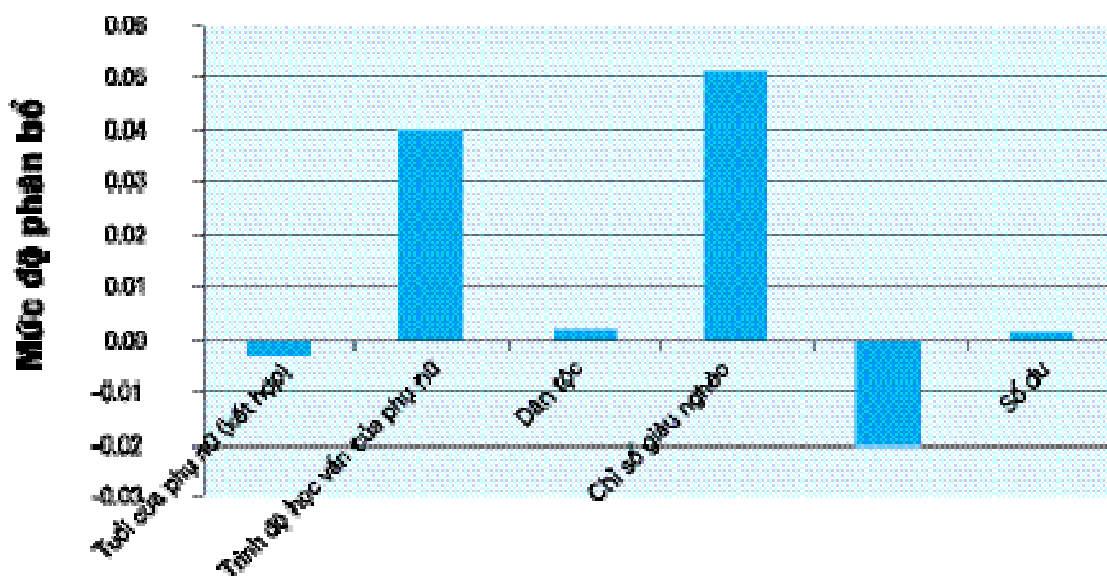
Điều tra MICS III 2006 cũng có một loạt câu hỏi về điều trị sốt rét. Chỉ số về nguy cơ nhiễm sốt rét là ốm kèm sốt, rõ ràng bao gồm một số lượng lớn các loại ốm đau khác ngoài sốt rét. Kết quả cho thấy 16% trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận có sốt trong thời gian tham chiếu 2 tuần. Trong số trẻ mẫu (N=445), Điều tra MICS III đã hỏi có khám ở cơ sở y tế không và đối với những em đến khám ở cơ sở y tế (N=279), có sử dụng thuốc men

cả trước và sau khi khám không. Đối với tất cả các chỉ số này, CI cho thấy không có bất bình đẳng đáng kể có lợi cho người giàu hay người nghèo (CI dao động từ +0,020 đến +0,050 về khám chữa ở cơ sở y tế, từ -0,008 đến +0,003 đối với thuốc men ở cơ sở y tế, và từ +0,010 đến +0,044 đối với thuốc men sử dụng trước khi đến cơ sở y tế).

## ĐTMSVN 2006: Trẻ em dưới 5 tuổi

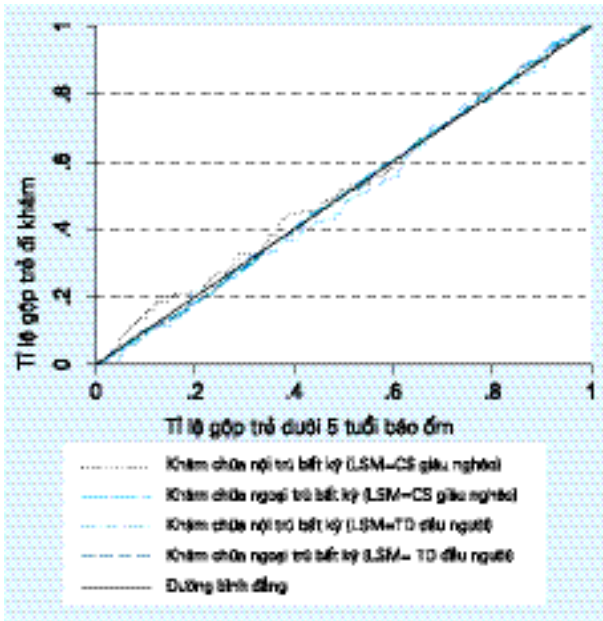
Biểu đồ 64 biểu diễn đường cong bất bình đẳng đối với (1) tỉ lệ trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận ốm đau trong 4 tuần trước và trẻ có khám chữa ngoại trú bất kỳ (N=644), (2) tỉ lệ trẻ dưới 5 tuổi báo ốm trong 12 tháng trước và những em có khám chữa nội trú bất kỳ (N=1.229). Các đường cong cho thấy có rất ít bất bình đẳng trong tỉ lệ trẻ ốm đau có khám chữa bệnh ngoại, nội trú bất kỳ. CI của khám chữa nội trú bất kỳ là +0,024 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay -0,029 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo, trong khi CI đối với khám chữa ngoại trú bất kỳ là +0,004 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay -0,002 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Tuy nhiên, như đã nêu trên, tồn tại bất bình đẳng đáng kể trong loại khám chữa ngoại trú và nội trú ở trẻ dưới 5 tuổi.

**Biểu đồ 63.** Phân tích chi tiết chỉ số bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về khám bệnh ở cơ sở y tế của phụ nữ độ tuổi 15-49 báo ốm, thương tích trong 4 tuần trước



Nguồn: Phụ lục 3, bảng 78 (cột 3).

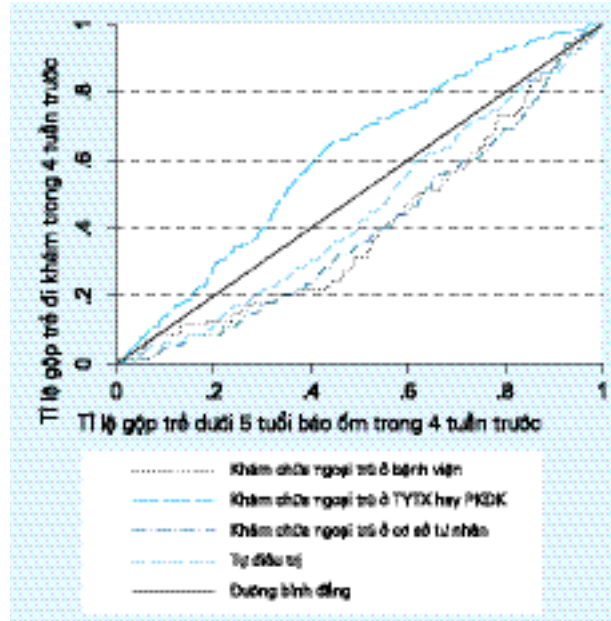
**Biểu đồ 64.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo và tiêu dùng trực tiếp) về tỉ lệ trẻ ốm có khám chữa nội trú (thời gian tham chiếu 12 tháng) hay khám chữa ngoại trú (thời gian tham chiếu 4 tuần), 2006



**Nguồn:** ĐTMSVN 2006

Biểu đồ 64 biểu diễn đường cong bất bình đẳng đối với trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận ốm đau trong 4 tuần trước có khám chữa ngoại trú ở một số nguồn khác nhau (như bệnh viện, trạm y tế xã hay phòng khám đa khoa khu vực, cơ sở y tế tư nhân hay tự điều trị). Các đường cong này dựa trên hai LSM khác nhau (tiêu dùng đầu người tính trực tiếp hay chỉ số giàu nghèo), cho thấy có bất bình đẳng đáng kể trong loại khám chữa ngoại trú. Bất bình đẳng bất lợi cho người nghèo trong trường hợp khám chữa ngoại trú ở trạm y tế xã (TYTX) hay phòng khám đa khoa khu vực (giả sử chất lượng khám chữa các cơ sở y tế tuyến xã này là thấp). CI là -0,198 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay 0,218 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Mặt khác, bất bình đẳng trong "tự điều trị" (giả sử trong trường hợp này là một hay cả hai bố mẹ điều trị mà không có tham khám chuyên môn) bất lợi cho trẻ giàu (giả sử chất lượng khám chữa trong trường hợp này cũng thấp). CI đối với tự điều trị là +0,104 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay +0,110 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Trái lại, bất bình đẳng đáng kể trong khám chữa ngoại trú ở cơ sở tư nhân (CI=+0,238

**Biểu đồ 65.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ trẻ ốm được khám chữa ngoại trú ở bệnh viện, TYTX hay cơ sở tư nhân hay trẻ được "tự điều trị" (thời gian tham chiếu 4 tuần), 2006

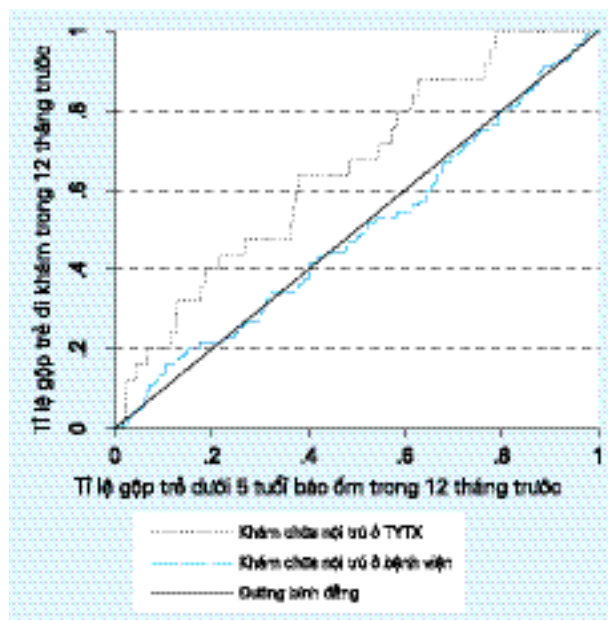


**Nguồn:** ĐTMSVN 2006

đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay +0,205 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo) hay bệnh viện (CI=+0,195 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay +0,191 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo) có lợi cho trẻ giàu.

Biểu đồ 66 biểu diễn đường cong bất bình đẳng về tỉ lệ trẻ dưới 5 tuổi được ghi nhận ốm đau trong 12 tháng trước có khám chữa nội trú ở TYTX hay phòng khám đa khoa khu vực hay bệnh viện. Các đường cong bất bình đẳng cho thấy có bất bình đẳng đáng kể bất lợi cho người nghèo trong khám chữa bệnh ở TYTX hay phòng khám đa khoa khu vực (giả sử chất lượng khám chữa nội trú ở các cơ sở này là thấp, chỉ chiếm khoảng 2% khám chữa nội trú ở trẻ dưới 5 tuổi). CI là -0,216 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay -0,307 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Tồn tại mức độ bất bình đẳng vừa phải về tỉ lệ trẻ ốm đau khám chữa nội trú ở bệnh viện (có lợi cho người nghèo ở mức thu nhập thấp nhưng có lợi cho nhóm thu thập trung bình nhiều hơn). CI là +0,069 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay +0,017 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo.

**Biểu đồ 66.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ trẻ ốm đau khám chữa nội trú ở TYTX hay bệnh viện (thời gian tham chiếu 12 tháng), 2006



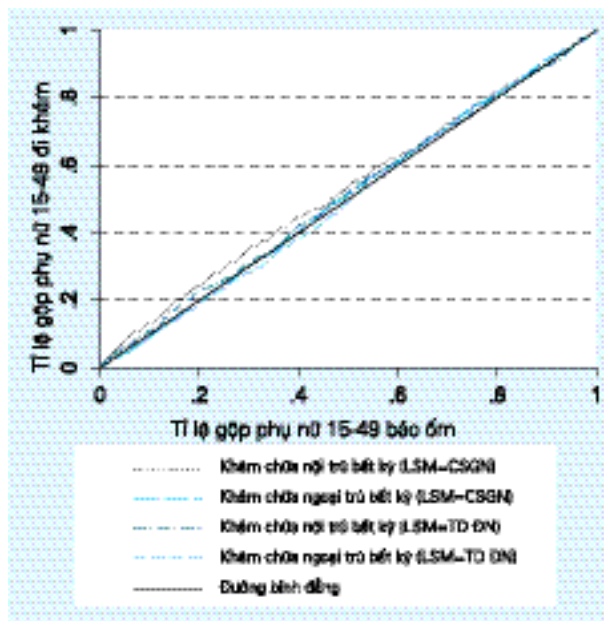
**Nguồn:** DTMSVN 2006

## ĐTMSVN 2006: Phụ nữ độ tuổi 15-49

Biểu đồ 67 biểu diễn đường cong bất bình đẳng đối với (1) tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 được ghi nhận ốm đau trong 4 tuần trước có khám chữa ngoại trú bất kỳ (N=1701), và (2) tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 báo ốm trong 12 tháng trước có khám chữa nội trú bất kỳ (N=5485). Các đường cong này dựa trên hai LSM khác nhau (tiêu dùng đầu người tính trực tiếp và chỉ số giàu nghèo), cho thấy có rất ít bất bình đẳng trong tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 ốm đau có khám chữa bệnh ngoại, nội trú bất kỳ. Đối với khám chữa ngoại trú bất kỳ, CI là +0,007 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay -0,001 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Đối với khám chữa nội trú bất kỳ, CI là -0,021 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay -0,056 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Tuy nhiên, như đã nêu trên, tồn tại bất bình đẳng đáng kể trong loại khám chữa ngoại trú và nội trú ở phụ nữ độ tuổi 15-49.

Biểu đồ 68 biểu diễn đường cong bất bình đẳng đối với tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 được ghi nhận ốm đau trong

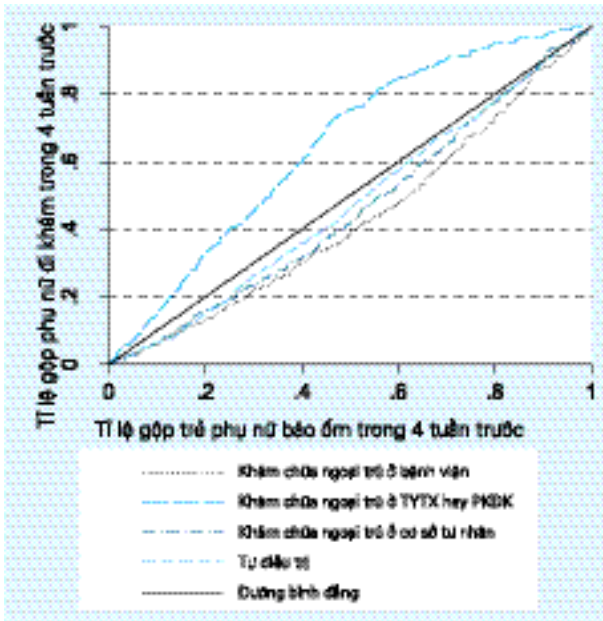
**Biểu đồ 67.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo và tiêu dùng trực tiếp) về tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 ốm đau có khám chữa nội trú (thời gian tham chiếu 12 tháng) hay khám chữa ngoại trú (thời gian tham chiếu 4 tuần), 2006



**Source:** 2006 VHLSS

4 tuần trước có khám chữa ngoại trú bất kỳ ở một số nơi (như bệnh viện, trạm y tế xã hay phòng khám đa khoa khu vực, cơ sở tư nhân hay tự điều trị). Các đường cong này cho thấy có bất bình đẳng đáng kể trong loại khám chữa ngoại trú. Bất bình đẳng bất lợi cho phụ nữ nghèo trong trường hợp khám chữa ngoại trú ở trạm y tế xã (TYTX) hay phòng khám đa khoa khu vực (giả sử chất lượng khám chữa ở các cơ sở y tế tuyến xã này là thấp). CI là -0,273 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay -0,293 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Mặt khác, bất bình đẳng trong "tự điều trị" bất lợi cho trẻ giàu (giả sử chất lượng khám chữa trong trường hợp này cũng thấp). CI = +0,056 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay +0,057 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Trái lại, có bất bình đẳng đáng kể trong khám chữa ngoại trú ở cơ sở tư nhân hay bệnh viện có lợi cho phụ nữ giàu. Đối với khám chữa ngoại trú, CI = +0,124 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay +0,089 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Đối với khám chữa ngoại trú ở bệnh viện, CI=+0,149 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay +0,146 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo.

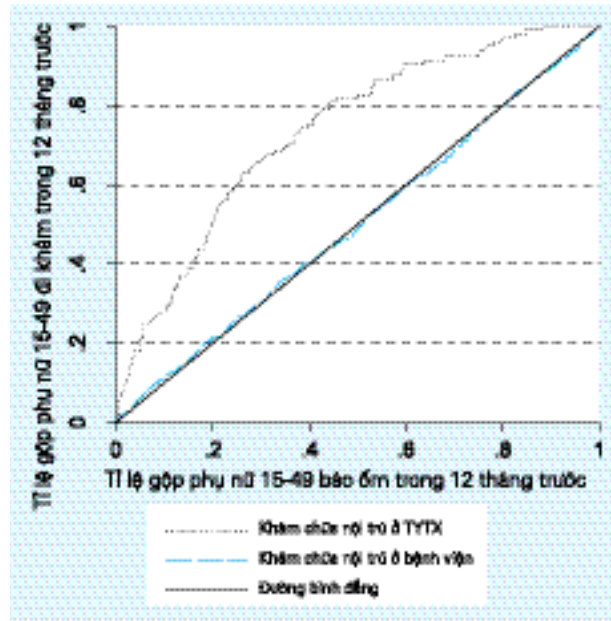
**Biểu đồ 68.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 ốm đau có khám chữa ngoại trú ở bệnh viện, TYTX, cơ sở tư nhân hay tự điều trị (thời gian tham chiếu 4 tuần), 2006



Nguồn: ĐTMSVN 2006

Biểu đồ 69 biểu diễn đường cong bất bình đẳng về tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 được ghi nhận ốm đau trong 12 tháng trước có khám chữa nội trú ở TYTX, phòng khám đa khoa khu vực hay bệnh viện. Các đường cong bất bình đẳng cho thấy có bất bình đẳng đáng kể bất lợi cho phụ nữ nghèo trong khám chữa bệnh ở TYTX hay phòng khám đa khoa khu vực (giả sử chất lượng khám chữa nội trú ở các cơ sở này là thấp, chỉ chiếm khoảng 2% khám chữa nội trú phụ nữ độ tuổi 15-49). CI là -0,462 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay -0,466 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo. Trái lại, hầu như không có bất bình đẳng trong tỉ lệ phụ nữ ốm đau khám chữa nội trú ở bệnh viện (CI = 0,039 đối với LSM=tiêu dùng trực tiếp hay -0,008 đối với LSM=chỉ số giàu nghèo).

**FBiểu đồ 69.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=chỉ số giàu nghèo) về tỉ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 ốm đau có khám chữa nội trú ở TYTX hay bệnh viện (thời gian tham chiếu 12 tháng), 2006



Nguồn: ĐTMSVN 2006

## Kết luận

Số liệu về khám chữa bệnh ở cả trẻ dưới 5 tuổi và phụ nữ độ tuổi 15-49 cho thấy có rất ít bất bình đẳng trong việc người ốm đau, thương tích có khám chữa nội hay ngoại trú hay không. Tuy nhiên, mức độ bất bình đẳng là đáng kể trong loại khám chữa bệnh ở phụ nữ và trẻ em. Trạm y tế xã (TYTX) và phòng khám đa khoa khu vực được người nghèo sử dụng chủ yếu đối với cả khám chữa ngoại và nội trú (dù TYTX và phòng khám đa khoa khu vực chỉ chiếm khoảng 2% số ca nội trú). Trong khám chữa nội trú ở bệnh viện có rất ít bất bình đẳng. Tự điều trị được sử dụng thay khám chữa ngoại trú khá ít ở phụ nữ giàu và hơi nhiều hơn ở trẻ giàu, trong khi cả khám chữa ngoại trú ở bệnh viện và cơ sở tư nhân đều được phụ nữ và trẻ em giàu sử dụng khá nhiều.

# CAN THIỆP CHÍNH PHỦ VÀ PHI CHÍNH PHỦ

Can thiệp trong lĩnh vực sức khỏe ban đầu, mà cụ thể là sức khỏe bà mẹ và trẻ em luôn được coi là nền tảng cơ bản của ngành y tế Việt nam ngay từ khi đất nước giành độc lập. Các can thiệp này gồm một mạng lưới y tế cơ sở rộng khắp ở tất cả các xã và ở hầu hết các thôn bản trên khắp cả nước. Ngoài ra, một số chương trình mục tiêu còn tập trung các can thiệp quan trọng vào sức khỏe bà mẹ và trẻ em. Chủ trương của các chương trình và chính sách này là ưu tiên hoạt động và nguồn vốn của Chính phủ cho các khu vực vùng sâu, vùng xa, miền núi, vùng nghèo vùng dân tộc thiểu số.

## Hạ tầng y tế công

Chính phủ đã thiết lập mạng lưới y tế rộng khắp với 100% xã hiện đã có cán bộ y tế xã và 98% có trạm y tế xã (TYTX), 65% có bác sỹ. Ngoài ra, tới cuối năm 2006, 84% toàn bộ thôn bản trên cả nước đã có cán nhân viên y tế thôn bản (NVYTTB), tỷ lệ này còn cao hơn ở hầu hết các tỉnh vùng cao. Năm 2002, Chỉ thị 06 của Đảng hướng dẫn chi tiết các biện pháp tăng cường y tế nhằm đạt được các mục tiêu về bình đẳng trong y tế.

Năm 2002, Bộ Y tế áp dụng chuẩn quốc gia về y tế tuyến xã. Trạm y tế xã cùng với NVYTTB được giao nhiệm vụ tổ chức truyền thông, giáo dục sức khỏe, phòng chống và kiểm soát dịch bệnh, thực hiện các chương trình mục tiêu quốc gia về y tế, tham gia vào các chương trình y tế học đường, khám chữa bệnh cơ bản kể cả cấp phát thuốc thiết yếu, chăm sóc sức khỏe sinh sản, phục hồi chức năng tại chỗ, sức khỏe tâm thần, dịch vụ y tế cho người cao tuổi và sơ cứu. Đặc biệt, trạm y tế xã là đơn vị triển khai các chương trình y tế trẻ em cơ bản như chương trình tiêm chủng mở rộng (TCMR), bổ sung Vitamin A cho bà mẹ và trẻ em,

giám sát tăng trưởng và dinh dưỡng của trẻ, điều trị phù hợp tiêu chảy, nhiễm trùng đường hô hấp cấp và giun sán. Trạm y tế xã cũng là đơn vị cung cấp dịch vụ chăm sóc sức khỏe sinh sản cơ bản như khám thai, tiêm phòng uốn ván trong thai kỳ, hộ sinh, chăm sóc hậu sản, tránh thai và khám phụ khoa.

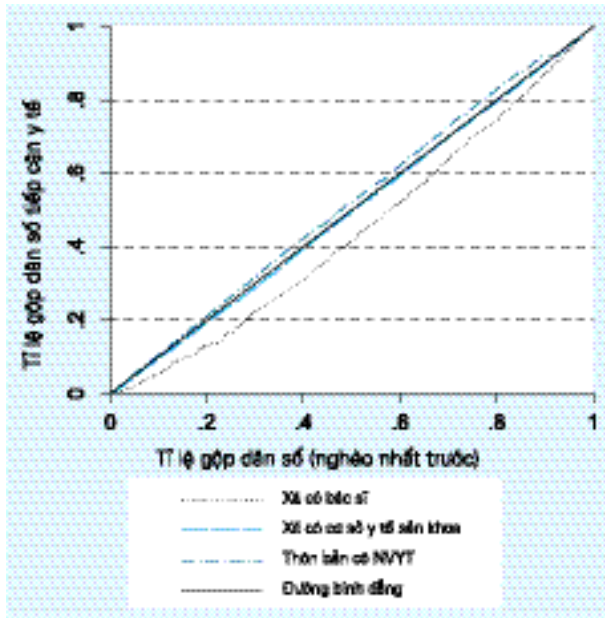
Trạm y tế xã cần có các điều kiện cơ bản để có thể triển khai các chức năng của mình như cơ sở đủ điều kiện, trang thiết bị cơ bản, thuốc thiết yếu, bác sỹ hoặc y sỹ, hộ sinh hay y sỹ nhi sản, y tá và nhân viên có trình độ về dược. Các NVYTTB phải có ít nhất 3 tháng đào tạo để có thể thực hiện các nhiệm vụ truyền thông giáo dục cơ bản, hỗ trợ các chương trình mục tiêu quốc gia và làm công tác hộ sinh, khám chữa bệnh sạch sẽ, an toàn ở các vùng sâu, vùng xa. Ngoài ra, Chính phủ phải đảm bảo để trạm y tế xã có kinh phí hoạt động tối thiểu hàng năm cũng như cán bộ y tế xã được trả lương, đóng bảo hiểm xã hội đầy đủ.

Tuy đã có các biện pháp trên nhưng các tỉnh nghèo vẫn gặp khó khăn trong thu hút bác sỹ và cán bộ có trình độ về làm việc ở tuyến xã, như đã thấy trong tỷ lệ xã có bác sỹ ở các tỉnh miền núi còn thấp hơn nhiều (biểu đồ 70). Tuy tỷ lệ các thôn bản có NVYTTB ở các tỉnh khó khăn còn cao (Biểu đồ 70), nhưng Điều tra Y tế Việt nam 2001/02 cho thấy tỷ lệ NVYTTB ở các khu vực miền núi từng là cán bộ y tế được đào tạo chính quy còn thấp hơn đồng thời kết quả kiểm tra kiến thức cơ bản về chăm sóc sức khỏe bà mẹ và trẻ em của những người này cho thấy kiến thức về chăm sóc phù hợp còn yếu.<sup>45</sup> Quỹ tiền lương dành cho cán bộ y tế xã và ngân sách hoạt động thường xuyên ở các tỉnh nghèo thường thiếu thốn (Biểu đồ 71). Chẳng hạn, một nghiên cứu ở Lào Cai cho biết cán bộ y tế vẫn được trả mức lương tối thiểu cũ cũng như không được đóng bảo hiểm xã hội.<sup>47</sup>

<sup>45</sup> BYT và TCTK, 2003, Báo cáo về kết quả khảo sát y tế quốc gia Việt Nam 2001-2002, Hà Nội, Nhà xuất bản y tế

<sup>46</sup> Hợp tác y tế Việt nam Thụy điển, 2006, Nghiên cứu về chi trả bảo hiểm tại TYTX ở Lào Cai. Lĩnh vực hỗ trợ vùng khó khăn. Chưa công bố

**Biểu đồ 70.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập đầu người hộ gia đình hàng tháng năm 2005) về chỉ số khoảng cách đến cơ sở y tế ở tuyến xã và thôn bản, 2005



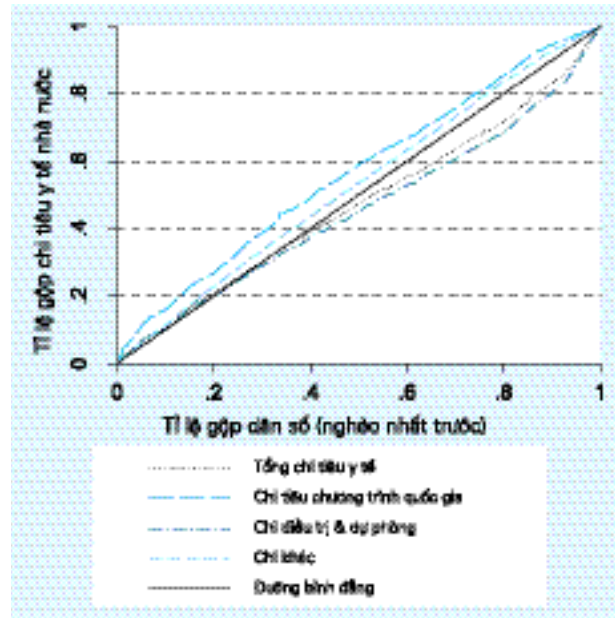
**Nguồn:** Phụ lục 5 (Niên giám Thống kê Y tế, BHYT 2005).

Đáng nói hơn là khoảng cách địa lý tới cơ sở y tế của người dân sống ở các cộng đồng thưa thớt, các xã hẻo lánh, chủ yếu là người dân tộc thiểu số nghèo.

## Các biện pháp cụ thể nhằm tăng tỷ lệ sống của trẻ

Chỉ thị 04/2003/CT-BYT (10/10/2003) của Bộ trưởng Y tế về tăng cường chăm sóc trẻ sơ sinh và giảm tử vong trẻ sơ sinh đề ra một số biện pháp nhằm đẩy mạnh các mục tiêu nêu trên. Về chăm sóc sản khoa, cần cấp thiết cải thiện chăm sóc thai sản đặc biệt là ở phụ nữ có nguy cơ đẻ non, kể cả kiểm tra điều trị viêm nhiễm phụ khoa. Ngoài ra, chăm sóc trẻ sơ sinh như hướng dẫn bà mẹ cho con bú ngay sau khi sinh, tiêm Vitamin K cho trẻ sơ sinh cũng được chú trọng. Rà soát sớm phát hiện nguy cơ, dị tật và bệnh vàng da phải được triển khai để kết hợp với bác sỹ nhi khoa can thiệp sớm. Chỉ thị cũng yêu cầu can thiệp sớm trong trường hợp cấp cứu sản khoa như hô hấp yếu, giảm thân nhiệt, nhiễm trùng và các bệnh khác phát tác trong khi sinh.

**Biểu đồ 71.** Đường cong bất bình đẳng (LSM=thu nhập đầu người hộ gia đình hàng tháng năm 2005) về chỉ số chi tiêu ngân sách địa phương về y tế, 2005



**Nguồn:** Phụ lục 5 (Niên giám Thống kê Y tế, BHYT 2005).

Chỉ thị yêu cầu tăng cường chất lượng cấp cứu nhi khoa cho trẻ sơ sinh thiếu cân hay có dị tật, tăng cường sàng lọc và can thiệp dị tật ở trẻ sơ sinh. Phối hợp với bác sỹ chuyên khoa sản trong đào tạo các cơ sở y tế tuyến dưới nâng cao chất lượng cấp cứu, hồi sức và chăm sóc trẻ sơ sinh cũng được đặt ra. Cuối cùng, chỉ thị yêu cầu tổ chức tốt hơn công tác cấp cứu và chuyển tuyến an toàn kịp thời các ca trẻ sơ sinh đau ốm.

Một số tổ chức quốc tế và phi chính phủ đã hỗ trợ thực hiện các mục tiêu nêu trong Chỉ thị. Chẳng hạn, UNFPA đã hỗ trợ 12 tỉnh về sinh đẻ sạch và an toàn, các phương pháp thiết yếu nuôi trẻ sơ sinh, bú mẹ, phòng chống và giám sát tình trạng thiếu cân, phòng chống lây truyền HIV/AIDS từ mẹ sang con.

Tổ chức "Cứu trợ Trẻ em" Mỹ đã tham gia tích cực trong các hoạt động nâng cao tỷ lệ sống của trẻ bằng một dự án thí điểm tập trung vào các dân tộc thiểu số ở tỉnh Quảng Trị. Dự án này được triển khai dựa trên đội ngũ cán bộ y tế, các ưu tiên, kế hoạch và can thiệp chính thức của nhà nước ở địa phương đồng thời nỗ lực củng cố phạm vi tác động, nâng cao chất lượng khám thai ở

tuyến cơ sở, hỗ trợ thai sản và truyền thông giáo dục sức khỏe cho bà mẹ. Tuy dự án nâng cao được mức sử dụng các chương trình chăm sóc sức khỏe bà mẹ và trẻ em theo tiêu chuẩn ở tuyến cơ sở, nhưng qua những lần phỏng vấn với các cán bộ chủ chốt cho thấy vẫn còn nhiều khó khăn trong việc mở rộng dự án sang các khu vực khác, cũng như đảm bảo tính bền vững khi dự án kết thúc.<sup>47</sup> Tổ chức Cứu trợ Trẻ em Hoa Kỳ cũng đã xây dựng một hoạt động can thiệp ở tuyến xã và huyện (hiện đang thí điểm ở tỉnh Thanh Hoá) nhằm tăng cường chăm sóc trẻ sơ sinh bằng cách tổ chức đào tạo cán bộ y tế và truyền thông giáo dục sức khỏe cho các gia đình. Kết quả thí điểm sẽ được sử dụng để xây dựng các chương trình quốc gia nhằm giảm tỷ lệ tử vong trẻ sơ sinh trên toàn quốc.

Chính phủ Hà Lan cũng mới bắt đầu một dự án 4 năm (2006-2010) ở 10 tỉnh miền núi phía Bắc và 4 tỉnh Tây nguyên với mục đích giảm tử vong bà mẹ và trẻ sơ sinh. Gói can thiệp gồm các hoạt động nâng cao chất lượng chăm sóc sức khỏe bà mẹ và trẻ em ở tuyến xã và thôn bản, nâng cao kiến thức và nhận thức của người dân về sức khỏe bà mẹ trẻ em, hỗ trợ nâng cao năng lực giám sát và quản lý của tỉnh và huyện để thực hiện giám sát, đánh giá kết quả triển khai dự án.

## Chương trình dân số và kế hoạch hoá gia đình

Chương trình dân số và kế hoạch hoá gia đình được Chính phủ đẩy mạnh ngay từ thập niên 1980. Các chính sách trước đây hầu như chỉ tập trung vào hạn chế sinh đẻ nhằm giảm tăng trưởng dân số. Kể từ khi Chương trình Mục tiêu Quốc gia về Dân số và Kế hoạch hoá Gia đình đến năm 2005 được thông qua vào năm 2002, các mục tiêu đã được mở rộng (nêu trong Pháp lệnh Dân số năm 2003) nhằm nâng cao chất lượng dân số (thuật ngữ "chất lượng dân số" trong trường hợp này có nghĩa gần như "phát triển nhân lực").

Kể từ thập niên 1980, Chính phủ đã có nhiều nỗ lực lớn nhằm đào tạo lực lượng cán bộ dân số từ tuyến trung ương thôn bản. Các biện pháp nhằm triển khai các mục tiêu trong chính sách dân số gồm có truyền thông giáo dục về sự cần thiết phải hạn chế sinh đẻ cũng như các

phương pháp để thực hiện mục tiêu đó, kết hợp với giám sát chặt chẽ của nhà nước và cộng đồng về các biện pháp tránh thai và thai sản ở phụ nữ trong độ tuổi sinh đẻ, khuyến khích hạn chế sinh đẻ, trợ cấp nhà nước trong cung ứng biện pháp tránh thai, ban đầu là vòng tránh thai và gần đây hơn là hàng loạt các biện pháp tránh thai đa dạng khác.

Nhằm đạt được mục tiêu nâng cao chất lượng dân số, nhiều nỗ lực cũng được thực hiện để tăng cường chăm sóc sức khỏe sinh sản (như khám thai, tiêm phòng uốn ván, phát viên sắt cho phụ nữ có thai, điều trị viêm nhiễm đường sinh sản và sinh đẻ an toàn), giảm tỷ suy dinh dưỡng bà mẹ, trẻ em, thực hiện rà soát di truyền và can thiệp sớm để khắc phục các dị tật về gen.

Các chính sách dân số ban đầu không có các biện pháp đặc biệt nào nhằm vào đối tượng người nghèo, dân tộc thiểu số hay vùng sâu, vùng xa. Nhưng tới năm 2000, trong Chiến lược Dân số giai đoạn 2001-2010 của Chính phủ thì ưu tiên bắt đầu được chuyển sang các khu vực và nhóm dân cư có tỷ lệ sinh đẻ cao, đặc biệt là các vùng khó khăn và vùng nghèo. Pháp lệnh Dân số được Quốc hội thông qua năm 2003 cũng nêu rõ rằng cần đặt ưu tiên về nguồn vốn dành cho sức khỏe sinh sản và kế hoạch hoá gia đình cũng như những biện pháp nâng cao chất lượng dân số đối với vùng và khu vực dân cư khó khăn trong đó có người dân tộc thiểu số. Chương trình Mục tiêu Quốc gia về Dân số và Kế hoạch hoá gia đình (2001-2005 và 2006-2010) và Kế hoạch Hành động của Chính phủ năm 2005 tiếp tục đẩy mạnh chính sách dân số và kế hoạch hoá gia đình cũng nhất quán với sắc lệnh này thể hiện qua việc ưu tiên phân bổ nguồn vốn và các hoạt động can thiệp như IEC, chăm sóc sức khỏe sinh sản và kế hoạch hoá gia đình cho các khu vực tiếp tục có tỷ lệ sinh đẻ cao và các vùng khó khăn.

Thành công của chương trình dân số và kế hoạch hoá gia đình nhằm liên tục làm giảm sự bất bình đẳng không có lợi cho người nghèo trong vấn đề sinh đẻ và biện pháp phòng tránh thai nên được nghiên cứu sâu hơn để rút ra bài học cũng như áp dụng các tác động can thiệp nhằm đạt được các mục tiêu khác trong chăm sóc sức khỏe cho bà mẹ và trẻ em.

<sup>47</sup> Luong VK và các tác giả khác, 2007, Áp dụng tác động can thiệp sau khi dự án tỉ lệ sống ở trẻ 5 tuổi kết thúc, Hà nội

## Sức khỏe sinh sản

Chiến lược Quốc gia về Chăm sóc Sức khỏe Sinh sản giai đoạn 2001-2010 được Thủ tướng phê duyệt trong Quyết định 136/2000/QĐ-TTG (28/11/2000) đã vạch ra những biện pháp quan trọng nhằm đạt mục tiêu nâng cao sức khỏe sinh sản và giảm bất bình đẳng giữa các vùng và các nhóm dân cư đồng thời đáp ứng nhu cầu đa dạng về sức khỏe sinh sản, chú trọng các vùng và nhóm dân cư khó khăn. Kế hoạch Quốc gia về Làm mẹ an toàn (2003-2010) được xây dựng, mặc dù mục tiêu mới chỉ tập trung vào giảm tỷ lệ tử vong và bệnh tật ở bà mẹ và trẻ em nói chung chứ chưa phải giảm bất bình đẳng.

Một dự án Sức khỏe Bà mẹ và Trẻ em 4 năm do NZAID và UNFPA tài trợ đã tổ chức hoạt động nâng cao năng lực quan trọng ở tỉnh Bình Định nhằm cải thiện chất lượng và mức sử dụng dịch vụ chăm sóc sức khỏe bà mẹ và trẻ em từ mạng lưới y tế địa phương chú trọng người dân ở miền núi, vùng sâu, vùng xa và các nhóm vị thành niên, người dân tộc thiểu số. Qua phỏng vấn thư ký dự án cho thấy tiềm năng duy trì bền vững cao những thành quả của dự án về chất lượng dịch vụ cũng như kiến thức, nhận thức của người dân về các can thiệp này.

Các biện pháp được đề xuất gần đây nhằm đạt được mục tiêu cải thiện sức khỏe sinh sản và giảm bất bình đẳng bao gồm IEC về sức khỏe sinh sản, nâng cao chất lượng và phạm vi của các dịch vụ chăm sóc sức khỏe sinh sản. Trong Chương trình Mục tiêu Quốc gia về Y tế giai đoạn 2006-2010 có Chương trình Sức khỏe Sinh sản chú trọng vào sàng lọc và điều trị lây nhiễm qua đường sinh sản, tăng cường khuyến khích cán bộ y tế xã phụ trách chăm sóc sức khỏe sinh sản ở các xã điểm, trả phụ cấp cho NVYTĐB ở vùng sâu, vùng xa và xây dựng các mô hình hiệu quả trong cung ứng dịch vụ sức khỏe sinh sản.

## Chương trình mục tiêu quốc gia

Kể từ thập niên 1980, Chính phủ đã triển khai Chương trình Tiêm chủng Quốc gia Mở rộng (TCMR). Sau đó,

Chính phủ còn tổ chức các Chương trình Y tế Quốc gia hoạt động theo chu kỳ 5 năm mở rộng ra các lĩnh vực khác với trọng tâm là bà mẹ và trẻ em như phòng chống rối loạn do thiếu iốt, suy dinh dưỡng (Vitamin A, thiếu sắt trong máu, tẩy giun sán) và gần đây hơn là Chương trình Sức khỏe Sinh sản. Toàn bộ chương trình y tế quốc gia đều coi bình đẳng trong y tế là một trong những mục tiêu cần đạt được. Nguồn vốn từ ngân sách nhà nước và vốn ODA cũng như các định mức chi tiêu dành cho vùng sâu, vùng xa, miền núi được ưu tiên cao hơn so với các khu vực khác.

## Chương trình tiêm chủng mở rộng

Tuy tiêm chủng luôn là một phần trong chăm sóc sức khỏe ban đầu ở Việt nam trong nhiều năm qua nhưng tới năm 1981, một Chương trình Tiêm chủng Mở rộng thí điểm được triển khai với sự hỗ trợ của UNICEF và WHO bao gồm tiêm phòng 6 căn bệnh ở trẻ (lao, bạch hầu, ho gà, uốn ván, bại liệt và sởi). Chương trình thí điểm này được mở rộng ra tất cả các tỉnh trong giai đoạn từ năm 1985 đến 1989, và tới năm 1989 đạt tỷ lệ tiêm chủng 80%. Mục tiêu xoá sổ bại liệt được đặt ra vào năm 1995 và đến năm 1997 thì đạt được.<sup>48</sup> Năm 1998, Chính phủ đưa TCMR vào Chương trình Mục tiêu Quốc gia nhằm xoá bỏ một số các bệnh xã hội và bệnh dịch giai đoạn 1998-2000 với mục tiêu là xoá bỏ uốn ván sơ sinh (thông qua tiêm phòng cho bà mẹ mang thai) và tới năm 2000 là kiểm soát được bệnh sởi. Vắc xin phòng viêm gan B, viêm não Nhật Bản B, thương hàn và tả được đưa bổ sung vào TCMR cũng trong thời kỳ này. Năm 1999, các chiến dịch tiêm chủng bổ sung được triển khai ở một số khu vực khó khăn (miền núi, vùng sâu vùng xa, biên giới, hải đảo) nhằm đạt mục tiêu lớn vào năm 2000 về bại liệt, uốn ván sơ sinh và sởi.

Trong Chương trình Mục tiêu Quốc gia nhằm kiểm soát một số bệnh xã hội và bệnh dịch nguy hiểm, HIV/AIDS giai đoạn 2001-2005 có mục tiêu quan trọng là duy trì tỷ lệ tiêm chủng nói chung phòng chống 6 bệnh cơ bản ở trẻ em ở mức 90%, giữ nguyên thành quả xoá bỏ bại liệt, tiếp tục giảm uốn ván sơ sinh (thông qua tiêm

<sup>47</sup> Chỉ thị Bộ Chính trị số 32-CT ban hành ngày 20/04/1991 về đẩy mạnh EPI và thanh toán bệnh bại liệt trên toàn quốc năm 1991-1995.

chủng bà mẹ mang thai), tiếp tục mở rộng phạm vi tiêm chủng phòng chống viêm gan B, viêm não Nhật Bản B, thương hàn, tả, và bổ sung thêm vắc xin chống cúm B. Trong các năm 2002 và 2003, một chiến dịch lớn được triển khai tổ chức tiêm phòng mũi hai sỏi cho trẻ từ 9 tháng tuổi đến 10 tuổi. Trong mục tiêu của Chương trình Mục tiêu Quốc gia về Y tế giai đoạn 2006-2010 về TCMR có duy trì thành quả thanh toán bại liệt và uốn ván sơ sinh, duy trì tỷ lệ tiêm chủng đầy đủ trên 90% ở tất cả các huyện trên toàn quốc (chú không chỉ tỉ lệ nói chung), thanh toán bệnh sỏi vào năm 2010, tiếp tục mở rộng phạm vi tiêm chủng phòng viêm não Nhật Bản cho toàn bộ trẻ em dưới 5 tuổi, phòng thương hàn và tả ở những khu vực có dịch, tiếp tục giảm tỉ lệ mắc bạch hầu, ho gà bằng cách tăng liều DPT cũng như nghiên cứu bổ sung thêm các loại vắc xin khác.

Ngay từ đầu, chính phủ đã phân bổ ngân sách không chỉ để mua tài liệu mà còn để bồi dưỡng trợ cấp căn cứ vào số trẻ em được tiêm chủng đầy đủ cho những người tham gia vào hoạt động IEC về tiêm chủng và những cán bộ y tế tham gia trực tiếp tiêm vắc xin. Từ năm 2000, ngân sách triển khai chương trình ở miền núi được quy định cao hơn khu vực đồng bằng.

Năm 1999, Chỉ thị của Chính phủ về đẩy mạnh hoạt động nhằm đạt mục tiêu thanh toán bệnh bại liệt và uốn ván sơ sinh, kiểm soát bệnh sỏi vào năm 2010 nêu rõ mặc dù đã đạt được những thành tựu quan trọng nhưng vẫn còn những tồn tại trong chương trình đặc biệt là ở cộng đồng vùng sâu, vùng xa, miền núi, biên giới và hải đảo. Một đánh giá về TCMR giai đoạn 2000-2005 cũng chỉ ra rằng chất lượng triển khai TCMR ở miền núi, vùng sâu vùng xa còn thấp, tỷ lệ tiêm chủng còn thấp.<sup>49</sup> Báo cáo thường niên gần đây của chương trình tiếp tục phản ánh kết quả triển khai chương trình đang xấu đi ở các vùng khó khăn. Kết quả của phân tích thực trạng này thống nhất với kết luận nêu trong báo cáo thường niên của chương trình, tức là tỷ lệ tiêm chủng trẻ em ở những vùng khó khăn đang giảm sút. Biện pháp đang được đề xuất để khắc phục bất bình đẳng trong triển khai ở các vùng khó khăn bao gồm tăng cường giám sát và hỗ trợ triển khai ở các

tỉnh khó khăn, tiêm chủng không chỉ cho phụ nữ mang thai mà cả phụ nữ ở độ tuổi 15-39, tiêm phòng uốn ván tăng cường ở những khu vực có nguy cơ uốn ván sơ sinh cao.

Một dự án thí điểm do UNICEF tài trợ ở 213 xã Tây nguyên đề ra mục tiêu khắc phục các trở ngại trong triển khai TCMR ở vùng sâu vùng xa. Mục tiêu của dự án là nâng cao phạm vi và chất lượng tiêm chủng nhờ đào tạo cán bộ y tế dự phòng các tuyến về IEC và kỹ năng tiêm chủng, tổ chức các đội di động tới vùng sâu vùng xa, IEC cho người dân tộc thiểu số vùng khó khăn. Nghiên cứu đánh giá về dự án này cho thấy chất lượng và độ an toàn trong tiêm chủng đã tăng, tỷ lệ tiêm chủng ở vùng sâu vùng xa cũng tăng, tuy nhiên chất lượng thấp, thiếu thốn cán bộ y tế ở tuyến cơ sở, mật độ dân cư thấp và nhận thức còn thấp của người dân địa phương là những trở ngại ảnh hưởng đến thành công và tính bền vững của chương trình thí điểm này cũng như triển vọng nhân rộng chương trình ra toàn quốc, phục vụ các cộng đồng khó khăn.

## Chương trình dinh dưỡng

Chương trình phòng chống suy dinh dưỡng trẻ em được Ủy ban Nhà nước về Bảo vệ và Chăm sóc trẻ em khởi xướng vào năm 1994 với nhiều địa bàn thí điểm ở tất cả các tỉnh thành. Ngay từ đầu chương trình đã tài trợ cho các hoạt động dành cho phụ nữ mang thai không tăng cân, hỗ trợ thuốc men và thực phẩm cho trẻ suy dinh dưỡng từ vừa đến nặng ở các gia đình nghèo. Kế hoạch Hành động Dinh dưỡng Quốc gia năm 1995 đặt ra mục tiêu xóa bỏ thiếu hụt lương thực và tăng lượng calo hấp thụ cho người dân, giảm suy dinh dưỡng ở trẻ em và người lớn, đặc biệt là phụ nữ trong độ tuổi sinh đẻ, giảm thiếu hụt vi chất dinh dưỡng như Vitamin A, iốt và sắt. Năm 1998, chương trình dinh dưỡng trẻ em được bổ sung thêm vào Chương trình Mục tiêu Quốc gia về Y tế với các mục tiêu chính là tỷ lệ suy dinh dưỡng trẻ em và tỷ lệ trẻ sinh thiếu cân. Chương trình dinh dưỡng tiếp tục là một phần của Chương trình Mục tiêu Quốc gia về Y tế giai đoạn 2001-2005, kết hợp với chương trình phòng chống các rối loạn do thiếu iốt trong giai đoạn 2006-2010. Chiến lược Dinh dưỡng Quốc gia 2001-2010 đã đề ra những mục tiêu và biện pháp bao gồm không những giảm suy dinh dưỡng và

<sup>49</sup> BYT, "Đánh giá triển khai chương trình mục tiêu quốc gia về kiểm soát dịch bệnh nguy hiểm, bệnh xã hội và HIV/AIDS 2001-2005."

thiếu cân sơ sinh ở trẻ mà còn giảm thiếu hụt vi chất dinh dưỡng (vitamin A, sắt, iốt) cũng như thiếu sức kinh niên ở phụ nữ trong độ tuổi sinh con.

Can thiệp chính của chương trình suy dinh dưỡng là giám sát tăng trưởng ở trẻ, can thiệp dành cho trẻ suy dinh dưỡng và phụ nữ có thai, đảm bảo an ninh lương thực cho các hộ nghèo, hướng dẫn bà mẹ cho con bú và ăn dặm đúng cách cho trẻ dưới 2 tuổi (giai đoạn cai sữa) và cho các bà mẹ có con suy dinh dưỡng từ 2-5 tuổi, bổ sung Vitamin A, sắt, đảm bảo cung cấp đầy đủ muối iốt, đảm bảo vệ sinh và an toàn thực phẩm, phòng chống giun sán ở vùng nghèo và xây dựng các mô hình chăm sóc sức khỏe cho trẻ em phù hợp nhằm phòng chống và điều trị sớm bệnh truyền nhiễm.

Do những can thiệp của chương trình phụ thuộc nhiều vào những người tình nguyện, chi phí chủ yếu trong chương trình là trợ cấp cho những người tình nguyện này trong triển khai IEC và hướng dẫn cho trẻ ăn đúng cách cũng như triển khai giám sát tăng trưởng ở trẻ. Nguồn vốn chương trình cũng được sử dụng để mua dưỡng chất bổ sung cho trẻ suy dinh dưỡng và phụ nữ mang thai, vitamin A, viên sắt. Ngoài ra, các nghiên cứu giám sát như đo đặc nhân trắc học, thử máu để đo đặc mức thiếu hụt vi chất dinh dưỡng, thử nước tiểu để đo mức iốt cũng nằm trong phạm vi chương trình.

## Chương trình Quân Dân y kết hợp

Đã nhiều năm, các cơ sở y tế quân đội đã phối hợp với các TYTX để cung cấp dịch vụ y tế cho dân trong những trường hợp khẩn cấp như chiến tranh hay thiên tai, hay là cung cấp dịch vụ ở những vùng sâu, vùng xa, vùng khó khăn, biên giới hay hải đảo. Sự phối hợp này hiện đã được chính thức hóa và được chi trả như một tiểu chương trình của các chương trình mục tiêu y tế quốc gia giai đoạn 2006 - 2010. Chương trình này không nhằm vào một loại bệnh cụ thể nào mà nhắm vào các can thiệp cho những nhóm đối tượng có nguy cơ.

Chương trình này cung cấp hỗ trợ thông qua việc sửa chữa hoặc nâng cấp các TYTX ở vùng sâu, vùng bị cô

lập, biên giới hay hải đảo; đào tạo và dạy thực hành cho các cán bộ y tế nhằm đáp ứng yêu cầu cấp bách trong các trường hợp khẩn cấp; chi trả các chi phí chăm sóc (thuốc men, phụ cấp, chi phí đi lại) và những chi phí quản lý dịch bệnh cho những đối tượng nghèo, đối tượng chính sách; tích hợp chăm sóc lâm sàng và các nỗ lực giảm nhẹ hậu quả thiên tai hoặc chiến tranh. Chương trình cũng bao các đào tạo tiếng dân tộc cho cán bộ y tế quân đội. Chương trình này có khả năng vươn tới những xã vùng sâu, vùng bị cô lập mà không có chương trình y tế dân sự nào vươn tới được, nhưng không rõ rằng các đào tạo và kỹ năng của các cán bộ y tế quân đội có thích hợp để cung cấp các dịch vụ y tế cộng đồng, bao gồm cả các dịch vụ chăm sóc sức khỏe bà mẹ và trẻ em hay không.

## Chương trình y tế học đường

Năm 2000, Bộ Y tế và Bộ Giáo dục Đào tạo ban hành Thông tư liên bộ về triển khai biện pháp y tế học đường đã được nêu trong nhiều văn bản pháp luật và một nghị định về tổ chức ngành y tế ở tuyến tỉnh.<sup>50</sup> Thông tư đề ra trách nhiệm của các hoạt động y tế học đường bao gồm sơ cứu ban đầu hay chăm sóc ốm đau ban đầu cho học sinh khi tham gia các hoạt động ở trường, khám sức khỏe định kỳ cho học sinh, phối hợp với phụ huynh để phòng ngừa và điều trị bệnh tật ở trẻ, tổ chức các hoạt động giáo dục chăm sóc và bảo vệ sức khỏe. Ngoài ra, các trạm xá trường học còn được yêu cầu đưa thông tin giáo dục truyền thông (IEC) về một số vấn đề sức khỏe phù hợp với giáo dục trường học như cận thị, vẹo cột sống; hướng dẫn giáo viên học sinh, sinh viên phòng chống các căn bệnh như sốt rét, HIV/AIDS, phòng chống tệ nạn xã hội (như ma túy, mại dâm), và kế hoạch hoá gia đình. Các trường cũng được yêu cầu giữ gìn môi trường sạch sẽ, vệ sinh an toàn thực phẩm trong trường học.

Thông tư yêu cầu các trường phải cắt cử nhân viên phụ trách vấn đề y tế trường học, được đào tạo cơ bản về y tế. Ngân sách cho hoạt động y tế trường học lấy từ bảo hiểm y tế của học sinh. Nếu không đủ thì phụ huynh học sinh nộp thêm. Ở những vùng nghèo, nơi học sinh không đủ tiền đóng bảo hiểm y tế, các trường sẽ có nguy cơ thiếu vốn để thực hiện hoạt động này. Hiện chưa có đánh giá nào về hiệu quả triển khai của các hoạt động y tế học đường.

<sup>50</sup> Thông tư liên bộ của Bộ y tế và Bộ Giáo dục Đào tạo số 03/2000/TTLT-BYT-BGDĐT ban hành ngày 01/03/2000 hướng dẫn triển khai chăm sóc sức khỏe học đường.

## Tài chính y tế có trọng điểm

Chính sách viện phí bắt đầu áp dụng từ năm 1989 yêu cầu miễn giảm viện phí cho trẻ em dưới 6 tuổi. Về sau quy định này được sửa đổi cho phép miễn giảm viện phí cho cả các đối tượng khác, như người nghèo. Tuy nhiên, do thiếu vốn trang trải cho hoạt động của các cơ sở y tế cũng như do không có chính sách rõ ràng nên chất lượng triển khai chính sách miễn giảm này còn nhiều hạn chế. Năm 2002, Thủ tướng ban hành Quyết định 139 thành lập quỹ khám chữa bệnh cho người nghèo và cấp ngân sách cho bảo hiểm người nghèo hoặc chi trả trực tiếp cho các cơ sở y tế thực hiện khám chữa bệnh miễn phí cho người nghèo. Năm 2005, Luật Bảo vệ Chăm sóc và Giáo dục Trẻ em sửa đổi nêu trách nhiệm của Chính phủ trong bảo đảm chính sách chăm sóc sức khoẻ miễn phí cho trẻ em dưới 6 tuổi. Ngân sách nhà nước cho hoạt động này được bảo đảm, kể cả phân bổ ngân sách từ trung ương đến ngân sách tỉnh ở các tỉnh khó khăn. Hướng dẫn triển khai nêu chi tiết phương thức tổ chức cấp thẻ khám chữa bệnh miễn phí cho trẻ dưới 6 tuổi ở tỉnh, cho phép trẻ em được khám chữa bệnh ở các cơ sở y tế nhà nước miễn phí.

Một nghiên cứu đánh giá tác động năm 2007<sup>51</sup> về Quyết định 139 cho biết việc sử dụng thẻ khám chữa bệnh miễn phí cho người nghèo dẫn tới tăng tiếp cận dịch vụ y tế ở các nhóm đối tượng (như người nghèo, dân tộc thiểu số ở các tỉnh khó khăn và người dân ở các

xã đặc biệt khó khăn theo Chương trình 135). Tác động giảm chi trả từ tiền túi tuy nhiên còn hạn chế.

Nghiên cứu năm 2007 của Bộ Y tế về chính sách khám chữa bệnh cho trẻ em dưới 6 tuổi nhìn chung cho rằng chính sách này đã làm tăng đáng kể việc sử dụng các dịch vụ y tế ở trẻ trong diện chính sách, đặc biệt ở tuyến xã và tuyến huyện, và rằng chính sách này đã thực sự làm tăng nguồn ngân sách hoạt động ở tuyến xã dành cho y tế trẻ em.<sup>52</sup> Tuy nhiên, nghiên cứu cũng nhận thấy còn một số tồn tại với chính sách này. Thứ nhất, ước tính số lượng trẻ đủ được hưởng chính sách thiếu tới 3 triệu so với số liệu của Tổng cục Thống kê về dân số dưới 6 tuổi. Phạm vi bao phủ đối tượng trẻ em dưới 6 tuổi do vậy ước tính chiếm 66% tổng số trẻ dưới 6 tuổi thực tế, mặc dù không ai rõ em nào đã bị bỏ sót. Thứ hai, các chính sách giải quyết trường hợp trẻ em thiếu thẻ khám chữa bệnh miễn phí giữa các tỉnh còn khác nhau, một số nơi đòi hỏi bố mẹ của trẻ nghèo phải nộp tiền đặt cọc sau đó mới hoàn trả nếu có đủ thủ tục. Thứ ba, một số tỉnh áp đặt mức giá trần về chi phí cho mỗi lần khám hoặc đối với một số dịch vụ công nghệ cao trong khi các tỉnh khác chi trả toàn bộ chi phí cho trẻ dưới 6 tuổi, điều này một lần nữa tạo nên rào cản về tài chính cho trẻ em nghèo bị bệnh nặng. Thứ tư, chi phí đi lại, ăn ở của người nhà trẻ em bị bệnh thường không thuộc diện chi trả của chính sách và đây có thể là một trở ngại lớn cho các gia đình nghèo đưa con ốm đau nặng đi chữa trị.

<sup>51</sup> Sarah Bales, James Knowles, Henrik Axelson, Phạm Đức Minh, Dương Huy Lương, Trần Thị Mai Oanh, 2007, Kết quả ban đầu từ Quyết định 139 ở Việt Nam: Ứng dụng So sánh điểm xu hướng, Hà Nội, tháng 10.

<sup>52</sup> BYT, 2007, Đánh giá triển khai dịch vụ chăm sóc sức khoẻ miễn phí cho trẻ dưới 6 tuổi ở các cơ Sở Y tế nhà nước về khía cạnh tử vong ở trẻ, bệnh tật cũng như việc điều trị hiện có., Tháng 5- Hà Nội .

Phân tích thực trạng này đã đưa ra ước tính mức độ bất bình đẳng trong tử vong bà mẹ và trẻ em cũng như các chỉ số sức khỏe thiết yếu khác về bà mẹ và trẻ em dẫn đến tử vong bà mẹ và trẻ em, như tỉ lệ bệnh tật trẻ em, tình trạng dinh dưỡng của trẻ và mức sinh. Báo cáo cũng đưa ra tính toán về một số chỉ số sức khỏe trung gian dẫn đến tử vong bà mẹ và trẻ em như kế hoạch hoá gia đình, khám thai, sản hộ sinh, tiêm chủng và khám chữa bệnh. Các Số liệu hiện tại từ năm 1992/93 và gần đây hơn là năm 2006 về bất bình đẳng cũng được giới thiệu, đồng thời các thay đổi ước tính qua các thời kỳ về mức độ bất bình đẳng cũng được lượng hoá. Tính toán tuyến tính về bất bình đẳng năm 2005 cũng được trình bày cho hầu hết các chỉ số này sử dụng số liệu từ Hệ thống Thông tin Y tế của BYT. Ngoài ra, phân tích hồi quy cũng được sử dụng để xác định các yếu tố liên quan như độ tuổi, giới tính, học vấn, thu nhập, đô thị hoá và dân tộc, là những yếu tố có liên hệ mật thiết với các chỉ số trên, đồng thời mức độ bất bình đẳng được quan sát (thể hiện qua CI) cũng được phân tích sâu hơn để lượng hoá vai trò của những yếu tố liên quan này trong mức bất bình đẳng quan sát được.

## Các kết luận chính rút ra từ phân tích thực trạng này là:

Thứ nhất, mức độ bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em chủ yếu ở Việt Nam rất khác nhau, cả ở các năm 1992/93 và 2006. Một số chỉ số cho thấy rất ít bất bình đẳng, như chỉ số về tình trạng dinh dưỡng của phụ nữ năm 1992/93, chỉ số sử dụng hiện tại các biện pháp tránh thai năm 2006 (biện pháp bất kỳ hay biện pháp hiện đại), hầu hết các chỉ số về nuôi con bằng sữa mẹ năm 2006 (trừ nuôi con bằng sữa mẹ cho trẻ 20-23 tháng tuổi, trong đó có sự bất bình đẳng đáng kể theo hướng có lợi cho người nghèo),

và trẻ dưới 5 tuổi có được bổ sung đầy đủ vitamin A hay không năm 2006. Các chỉ số khác cho thấy mức độ bất bình đẳng vừa phải theo hướng bất lợi cho người nghèo như tử vong ở trẻ ở cả các năm 1992/93 và 2006, tử vong bà mẹ (chỉ dựa trên số liệu hạn chế thu thập năm 2006), tình trạng dinh dưỡng của trẻ năm 1992/93 và 2006, mức sinh gộp (tổng số trẻ sinh thành - CEB) năm 1992/93 và 2006, khám bệnh ở phụ nữ độ tuổi 15-49 năm 1992/93 và ở trẻ dưới 5 tuổi được báo ốm hay thương tích trong 4 tuần trước năm 1992/93, tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi được tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin cơ bản (bạch hầu-ho gà-uốn ván, sởi, bại liệt và lao) ở cả các năm 1992/93 và 2006.

Tuy nhiên, một số chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em cho thấy bất bình đẳng ở mức độ cao bất lợi cho người nghèo, tiệm cận đến (hoặc thậm chí vượt) mức bất bình đẳng trong chính chỉ số mức sống (LSM). Nhóm này bao gồm một số chỉ số về chăm sóc thai sản, sản hộ sinh và chăm sóc sau sinh (trong đó có số lần khám thai năm 1992/93, tỷ lệ phụ nữ có thai nhận được khám thai đầy đủ năm 2006, tỷ lệ sinh đẻ có bác sỹ hộ sinh năm 1992/93, tỷ lệ sinh đẻ ở bệnh viện năm 1992/93 và 2006, tỷ lệ phụ nữ độ tuổi 15-49 được bổ sung Vitamin A trong vòng hai tháng sau khi sinh năm 2006); một số chỉ số tiêm chủng được định nghĩa chặt chẽ hơn năm 2006 (ví dụ tỷ lệ trẻ em được tiêm phòng đầy đủ trong năm đầu đời), trẻ dưới 5 tuổi được khai báo có triệu chứng viêm phổi trong suốt hai tuần trước có đi chăm ở cơ sở y tế năm 2006.

Thứ hai, đối với các chỉ số có số liệu tương ứng để so sánh trong các năm 1992/93 và 2006, nghiên cứu cho biết có sự cải thiện đáng kể trong giảm bất bình đẳng ở một số chỉ số như mức sử dụng hiện tại các biện pháp tránh thai hiện đại (từ bất bình đẳng vừa phải có lợi cho người giàu năm 1992/93 sang bất bình đẳng mức độ nhỏ có lợi cho người nghèo năm 2006), khám

thai có hộ sinh chuyên môn, sinh đẻ ở loại hình cơ sở y tế bất kỳ hay bệnh viện, tỷ lệ trẻ dưới 5 tuổi được tiêm phòng đầy đủ 4 loại vắc xin cơ bản. Tuy nhiên, về bất bình đẳng quan sát được chỉ có ít hay không có thay đổi gì ở một số chỉ số quan trọng khác như tử vong trẻ em, mức sinh tích lũy hay tỉ lệ ca sinh có hộ sinh chuyên môn, cho dù đã có sự cải thiện đáng kể về giá trị bình quân của các chỉ số này trong cùng kỳ. Đáng tiếc là mức độ bất bình đẳng trong tình trạng dinh dưỡng của trẻ dưới 5 tuổi cũng đã tăng từ năm 1992/93 đến 2006. Đồng thời về số liệu cũng có những hạn chế cản trở đánh giá những thay đổi trong thời kỳ về mức độ bất bình đẳng trong tử vong bà mẹ hay số lần khám thai. Ngoài ra, nhiều khả năng số liệu bệnh tật bà mẹ và trẻ em không được thu thập đủ trong ĐTMSVN năm 1992/93 khiến cho việc đánh giá thay đổi về mức độ bất bình đẳng về bệnh tật bà mẹ và trẻ em không thực hiện được.

Thứ ba, kết quả phân tích hồi quy cho thấy các yếu tố liên quan đến các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em là bản thân mức sống hộ gia đình, trình độ giáo dục, tình trạng dinh dưỡng, dân tộc, địa điểm sinh sống. Một kết quả quan trọng và khẳng định là giới tính của trẻ có liên hệ đáng kể với duy nhất một trong số nhiều chỉ số được phân tích, cụ thể là tiêu chảy ở trẻ dưới 5 tuổi trong 4 tuần trước ở năm 1992/93 (và chỉ ở mức ý nghĩa 0,10). Mặc dù học vấn là một yếu tố liên quan quan trọng đối với hầu hết các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em nhưng qua phân tích chỉ tìm thấy một số ít trường hợp trong đó học vấn của phụ nữ/bà mẹ có liên hệ đáng kể với các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em khi chỉ số học vấn của tất cả người lớn trong gia đình cũng được đưa vào mô hình (cấp học cao nhất người lớn bất kỳ trong gia đình hoàn thành, hay trong một số trường hợp là cấp học trung vị tất cả người lớn trong gia đình hoàn thành, kể cả phụ nữ). Kết quả này, tuy bất ngờ nhưng rất đáng kể.

Phân tích hồi quy cũng nhận thấy hầu hết các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em thiết yếu có liên hệ đáng kể với chỉ số tình trạng dinh dưỡng trong ĐTMSVN năm 1992/93. Chẳng hạn, tử vong ở trẻ liên quan đáng kể đến chiều cao của bà mẹ (âm), trong khi bệnh tật ở phụ nữ độ tuổi 15-49 liên quan đáng kể đến BMI của phụ nữ (âm). Có lẽ đáng chú ý nhất là chỉ số về tình trạng dinh dưỡng trẻ em (ví

dụ, điểm số z về chiều cao theo tuổi và cân nặng theo tuổi) có liên quan đáng kể đến tình trạng dinh dưỡng của bà mẹ (dương, cả với chiều cao và BMI) và tình trạng dinh dưỡng của người bố (dương với chiều cao, nhưng âm với BMI), cho thấy rằng trong giai đoạn 1987-1988 đến 1992/93, người bố có thể đã phải cạnh tranh giành nguồn thực phẩm khan hiếm trong hộ gia đình với trẻ dưới 5 tuổi. Những kết quả này ủng hộ nhận thức ngày càng cao về tầm quan trọng của tình trạng dinh dưỡng của bà mẹ và trẻ em với tư cách một yếu tố ảnh hưởng đến tử vong trẻ em.

Phân tích hồi quy cũng cho thấy tất cả các chỉ số sức khỏe bà mẹ và trẻ em được phân tích liên quan đáng kể đến xã cư trú, thậm chí khi các đặc trưng kinh tế xã hội của hộ gia đình tương ứng và từng cá nhân không đổi. Phân tích bổ sung tuyến xã cho thấy vị trí địa lý có khả năng thể hiện cả các yếu tố bên cung như khoảng cách địa lý đến cơ sở y tế và yếu tố bên cầu như mức thu nhập và học vấn bình quân của cộng đồng (có thể cũng thay thế cho chất lượng và chi phí các dịch vụ y tế ở địa phương).

Thứ tư, việc phân tích chi tiết các bất bình đẳng được quan sát không chỉ thể hiện mối quan hệ ước tính trong phân tích hồi quy mà còn cả mức độ bất bình đẳng trong chính các yếu tố liên quan, và nhận thấy rằng các yếu tố chính góp phần gây ra bất bình đẳng quan sát được trong các chỉ số sức khỏe bà mẹ trẻ em chính là chỉ số mức sống và cả những yếu tố quan sát và không quan sát được có liên quan đến vị trí địa lý. Các yếu tố khác đóng góp nhiều vào sự bất bình đẳng trong một số chỉ số và học vấn và dân tộc.

Cuối cùng, trong số liệu có một số hạn chế cần được giải quyết nhằm cung cấp cơ sở hiệu quả cho giám sát bất bình đẳng trong các chỉ số sức khỏe bà mẹ trẻ em ở Việt Nam. Một hạn chế quan trọng là tử vong ở trẻ. Hiện tại, điều tra hộ gia đình duy nhất đang tiến hành có thu thập số liệu về lịch sử sinh đẻ đầy đủ là ĐTNKYT (ước tính mới nhất dựa trên ĐTNKYT năm 2002, chỉ số trẻ sinh ra trong giai đoạn 1992-2002). Số liệu gộp tử vong trẻ em thu thập trong Điều tra MICS hỗ trợ ước tính gián tiếp ở mức độ tích lũy (ví dụ ở cấp độ quốc gia hay thành thị - nông thôn), nhưng không hỗ trợ tính toán tin cậy về mức độ bất bình đẳng trong tử vong gần đây ở trẻ. Một hạn chế số liệu quan trọng khác liên

quan đến tình trạng dinh dưỡng ở phụ nữ/bà mẹ. Điều tra hộ gia đình mới nhất có thu thập thông tin này là Khảo sát Y tế Quốc gia Việt Nam năm 2001/02. Thứ ba, số liệu về tử vong ở chị em ruột liên quan đến thai sản là một công cụ quan trọng để giám sát tử vong ở bà mẹ. Mặc dù số liệu về tử vong chị em ruột được thu thập trong Điều tra MICS, nhưng việc thu thập các số liệu này trong một điều tra lớn sẽ rất hữu ích (ví dụ khảo sát biến động dân số hàng năm). Ngoài ba ví dụ chính nêu trên còn có nhiều hạn chế số liệu khác ở một số chỉ số riêng lẻ như số lần khám thai hay sinh đẻ có bác sỹ hộ sinh cũng cần được khắc phục (MICS). Cuối cùng, phân tích số liệu tuyến tính cho thấy các hạn chế trong số liệu của hệ thống thông tin y tế thường quy sử dụng cho việc đánh giá bình đẳng trong y tế (chủ yếu do chưa bao phủ toàn diện các khu vực nông thôn, vùng sâu vùng xa, và do bỏ qua các thông tin về cơ sở y tế tư nhân).

Kết quả của phân tích thực trạng này khẳng định rằng vẫn tồn tại mức độ bất bình đẳng lớn và có tính dai dẳng trong các chỉ số sức khỏe bà mẹ trẻ em thiết yếu và rằng những sự bất bình đẳng này là tương đương (hay trong một số trường hợp thậm chí còn vượt quá) mức độ bất bình đẳng trong một số chỉ số trung gian có liên hệ nhân quả (như tiêm phòng). Các yếu tố góp phần dẫn đến bất bình đẳng quan sát được gồm cả các yếu tố phía cầu (thu nhập thường xuyên của hộ gia đình, học vấn của người lớn, dân tộc) và các yếu tố phía cung (mức tiếp cận và chất lượng dịch vụ y tế địa phương). Do vậy, có thể kết luận rằng để có một chiến lược hiệu quả khắc phục sự bất bình đẳng trong tử vong bà mẹ và trẻ em cần có các can thiệp từ cả phía cung lẫn phía cầu hướng mục tiêu vào người nghèo, trong đó

một phần lớn là người dân tộc thiểu số định cư ở vùng sâu vùng xa.

Ngoài các can thiệp hiện có từ phía cầu (như khám chữa bệnh miễn phí cho trẻ dưới 6 tuổi, người nghèo và người dân tộc thiểu số sống ở miền núi), một giải pháp nữa là trợ cấp tiền mặt có điều kiện cho người nghèo và người dân tộc thiểu số sống ở khu vực xa xôi hẻo lánh để khuyến khích họ thực hiện chăm sóc sức khỏe dự phòng vừa ít tốn kém vừa có lợi cho chính bản thân họ cũng như con cái của họ và hoàn trả chi phí đi lại và các chi phí khác khi chuyển tuyến lên bệnh viện để khám chữa bệnh ngoại trú hay nội trú.

Về phía cung, một loạt các can thiệp bổ sung quan trọng không kém là đầu tư nâng cấp các cơ sở y tế tuyến xã và tuyến huyện ở các huyện nghèo, kết hợp với hỗ trợ tài chính đầy đủ cho các chi phí hoạt động ở các tuyến này (có thể yêu cầu phân bổ nguồn ngân sách nhà nước dành cho người cận nghèo nhiều hơn, cùng với huy động hay khuyến khích phù hợp để đảm bảo rằng các nguồn lực huy động được các tỉnh phân bổ đến những khu vực này) và các can thiệp sáng tạo về nguồn nhân lực trong cùng địa phương nhằm đảm bảo có đủ số lượng và chất lượng cán bộ y tế hoạt động tại các tuyến thôn bản, xã và huyện cũng như làm thế nào để giữ chân và động viên họ làm việc lâu dài bằng các cơ chế khuyến khích hiệu quả. Thành quả trong chuyển biến bất bình đẳng ở mức độ tương đối, có lợi cho người giàu thành bất bình đẳng thấp, có lợi cho người nghèo trong sử dụng biện pháp tránh thai hiện đại từ năm 1992/93 đến 2006 cho thấy Việt Nam có thể làm được những gì một khi có sự kết hợp giữa các can thiệp hiệu quả từ phía cung với những can thiệp hiệu quả từ phía cầu.