SERIE E-INVESTIGACIONES \ N.º 5

¿Convergencia demográfica?

Análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe

Ludi Simpson / Leandro M. González

COMPILADORES

ALAP. Asociación Latinoamericana de Población

BRITISH ACADEMY for the humanities and social sciences

CONICET

UNC Universidad Nacional de Córdoba

C I E C S

¿Convergencia demográfica?

Análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe

ALAP. Asociación Latinoamericana de Población
British Academy for the humanities and social sciences
CONICET
UNC Universidad Nacional de Córdoba
C I E C S

La Asociación Latinoamericana de Población (ALAP) es una organización científica que aglutina investigadores, estudiantes y otros profesionales de veintinueve países interesados en estudios de población de América Latina y el Caribe.

ALAP es un foro privilegiado para la consolidación y difusión del conocimiento demográfico y un espacio abierto a la discusión y debate de las distintas perspectivas analíticas y posiciones regionales y nacionales sobre las temáticas actuales en materia de población.

Objetivos

- Propiciar, organizar y conducir diferentes tipos de encuentros interdisciplinarios como congresos, reuniones académicas, foros y seminarios regionales y subregionales.
- Publicar los resultados de estudios, investigaciones y eventos realizados institucionalmente o por sus asociados en acuerdo con los propósitos de la ALAP.
- Contribuir al intercambio de información, la elaboración y difusión de conocimiento y el enriquecimiento metodológico sobre la demográfica latinoamericana entre los científicos sociales de la región, los centros e instituciones académicas y de investigación, los organismos no gubernamentales y los gobiernos.
- Contribuir a que los hallazgos de la investigación sociodemográfica sean utilizados en la definición de políticas de desarrollo y en la enseñanza de las ciencias sociales.

Publicaciones de ALAP

ALAP cuenta con cuatro tipos de publicaciones regulares, todas disponibles en línea .

1. La *Revista Latinoamericana de Población* (Relap).
2. La colección de libros *Serie Investigaciones*.
3. La colección de libros electrónicos *E-Investigaciones*.
4. Los anales de los Congresos de ALAP.

Las líneas editoriales de ALAP son definidas por el Comité de Publicaciones en conjunto con el Consejo de Dirección, que trabajan en el sentido de ampliar las formas de divulgación de los resultados de investigación y textos dirigidos a la enseñanza.

¿Convergencia demográfica?

Análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe

Ludi Simpson
Leandro M. González
Compiladores

Primera edición
Río de Janeiro, 2018

Las opiniones expresadas son de los autores y no necesariamente reflejan aquellas de las instituciones involucradas en la publicación

Primera edición, 2018, Río de Janeiro, Brasil

© 2018, Asociación Latinoamericana de Población

ISBN:
978-85-62016-24-0 para la versión e-book
978-85-62016-25-7 para la versión digital
978-85-62016-26-4 para la versión impresa

Esta obra se dictaminó por pares académicos y cuenta con la aprobación del Comité Editorial de la ALAP para su publicación.

ALAP gestión 2017-2018

Consejo Directivo
Presidente: Verónica Zenaida Montes de Oca Zavala (UNAM, México)
Secretaría general: Sagrario Garay Villegas (Universidad Autónoma de Nuevo León, México)
Secretaría de Finanzas/Administrativa: Joice Melo Vieira (IFCH y NEPO/Unicamp, Brasil)

Vocales y suplentes: Guiomar Bay (Celade, Chile), Gilbert Brenes-Camacho (Universidad de Costa Rica, Costa Rica), Julio Fernando Ortega Andrade (Universidad San Francisco de Quito, Ecuador), Wilson Fusco (Fundação Joaquim Nabuco, Brasil), María Dorys Cardona Arango (Universidad de Antioquia, Colombia), Cristina Marta Massa (Universidad Nacional de Luján, Argentina)

Comité Editorial de la ALAP

Editores generales: Bruno Ribotta (CIECS, CONICET y UNC, Argentina), Tirza Aidar (IFCH y NEPO/Unicamp, Brasil), Luciana Gandini (UNAM, México)
Coordinadora de Redes de Investigación: Carolina Guidotti (Udelar, Uruguay)
Editores ejecutivos del número: Leandro M. González (CIECS, CONICET y UNC, Argentina) y Ludi Simpson (Universidad de Manchester, Reino Unido)

Secretaría Administrativa de ALAP Núcleo de Estudos da População, Universidade Estadual de Campinas-Unicamp: Cidade Universitária Zeferino Vaz, Av. Albert Einstein, 1.300 - Campinas - SP, Brasil, Caixa Postal: 6166 - CEP: 13081-970

<http://www.alapop.org>

Este libro fue publicado con el apoyo de British Academy, University of Manchester y CIECS (CONICET y Universidad Nacional de Córdoba).

Diagramación y puesta en página: Nairí Aharonián Paraskevaídis
Diseño de tapa: Nairí Aharonián Paraskevaídis sobre imagen tomada de <https://c1.staticflickr.com/4/3865/14877268668_b17cb416c8_b.jpg> con licencia para uso no comercial.

Contenido

Prólogo
Evaluando la convergencia demográfica sub-nacional para el logro de los Objetivos de Desarrollo Sostenible en América Latina
Leandro M. González y Ludi Simpson 9

Introducción
¿Cómo y por qué estudiar la convergencia demográfica al nivel sub-nacional en América Latina?
Ludi Simpson y Leandro M. González 13

Theories and measures of demographic convergence: an application to subnational levels in Latin America
Gabriel Mendes Borges 31

Descenso de la Razón Niño/Mujer en unidades subnacionales en Latinoamérica: señales de convergencia
Gilbert Brenes-Camacho 57

Latin American age structure 1960-2011
Simona Korenjak-Černe and Ludi Simpson 85

Convergencia de la fecundidad y proyecciones de población a nivel sub-nacional
Nicolás Sacco y Gabriel Mendes Borges 113

Variación subnacional de la jefatura en América Latina: 1960-2010 y el futuro
Ludi Simpson 135

Convergencia y actividad económica en América Latina y el Caribe
Eduardo Torres y Eleonora Rojas Cabrera 167

Convergencia de la fecundidad en los países de América Latina: un análisis a partir de sus Divisiones Administrativas Mayores (DAM)
Hernán G. Villarraga 209

Análise comparativa do comportamento da fecundidade na América Latina, mediante uso do Modelo Linear Misto
Lourdes Milagros Mendoza Villavicencio e Felipe Ferreira Monteiro 239

Proyección de población total y por departamentos de Colombia usando Tablas de Vida Multiestado
B. Piedad Urdinola y Miguel A. Lara 263

Las tendencias demográficas a nivel subnacional en Uruguay: ¿convergencia o divergencia?
Amand Blanes, Martín Koolhaas, Mathias Nathan e Ignacio Pardo 295

Conclusiones
Convergencia demográfica al nivel sub-nacional ¿qué hemos aprendido?
Leandro M. González y Ludi Simpson 327

Noticia de los autores 337

Prólogo

Evaluando la convergencia demográfica sub-nacional para el logro de los Objetivos de Desarrollo Sostenible en América Latina[1]

Leandro M. González[2]
Ludi Simpson[3]

En el año 2015 se cumplió el plazo previsto para el cumplimiento de los Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM). Las ocho metas surgidas tras numerosas conferencias y cumbres de desarrollo, sintetizaron los principales compromisos asumidos por la mayoría de los países del mundo para combatir el flagelo de la pobreza en los umbrales del nuevo milenio. Si bien algunas regiones alcanzaron las metas o bien hicieron importantes avances hacia su cumplimiento, la comunidad académica y varias instituciones regionales advirtieron que los objetivos eran insuficientes para atacar de manera integral las grandes brechas sociales persistentes a lo largo del mundo (CEPAL, 2017). Uno de los límites encontrados en los ODM fue que se basaban en promedios nacionales, por lo que no describían la realidad de las comunidades más vulnerables y alejadas al interior de los países (UNICEF, 2015).

En septiembre de 2015 los Estados miembros de Naciones Unidas renovaron su compromiso de continuar la lucha contra las inequidades sociales, mediante la formulación de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) y un plan programático llamado Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible. Se trata de 17 objetivos que buscan asegurar condiciones de vida dignas para todas las personas en el mundo, poniendo el eje de atención en

1 Los autores agradecen los comentarios y sugerencias realizadas por los Dres. Bruno Ribotta y Enrique Peláez.

2 CIECS (CONICET y UNC), Córdoba, Argentina, <leandrogonzalez@yahoo.com.ar>

3 University of Manchester, Reino Unido, <ludi.simpson@manchester.ac.uk>

las desigualdades intrínsecas en cada país y región, la viabilidad ambiental y el ejercicio efectivo de los derechos humanos. De esta manera se reconoció un aspecto crítico del subdesarrollo mundial, representado por las grandes diferencias en las condiciones de existencia entre regiones vecinas. Sin desconocer la persistencia en las brechas de desarrollo entre países y continentes, los nuevos objetivos reconocen que las inequidades en el mundo no podrán ser superadas si se desconocen las desigualdades manifiestas dentro de los países.

La Agenda 2030 tiene la particularidad de desagregar sus 17 objetivos generales en 169 metas, para los cuales es necesario disponer de numerosos indicadores estadísticos para el monitoreo de las metas propuestas. Esto requiere contar con mayor y mejor información estadística, como también el aprovechamiento y combinación de las diversas fuentes de información que se disponen.

La Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en su reciente documento "Agenda 2030 y los Objetivos de Desarrollo Sostenible. Una oportunidad para América Latina y el Caribe", ha señalado entre sus prioridades para la implementación de la Agenda 2030 "promover la integración de los procesos de medición necesarios para la producción de los indicadores de los ODS en las Estrategias Nacionales y Regionales de Desarrollo Estadístico, así como la consolidación de los sistemas estadísticos nacionales (SEN) y el rol rector de las oficinas nacionales de estadística (ONE)" (CEPAL, 2017: 13). Para ello llama a fortalecer las capacidades estadísticas nacionales y a la integración de diversas fuentes de datos, tanto de instituciones públicas como de la sociedad civil.

Este libro surge de un proyecto colaborativo entre la Universidad de Manchester y la Asociación Latinoamericana de Población, financiado por la British Academy, para reunir información demográfica al nivel de las Divisiones Administrativas Menores (DAM) y describir las dinámicas de las poblaciones subnacionales. El proyecto "Análisis comparativo de las tendencias demográficas sub nacionales en América Latina y el Caribe" surgió de la Red de Estimaciones y Proyecciones de ALAP, guiados por el interés común de mejorar la contribución de la Demografía a la planificación pública a partir de proyecciones subnacionales.

Particularmente nos centramos aquí en la idea de la convergencia sociodemográfica, como noción cercana a la equidad social. Nos preguntamos puntualmente: ¿ha disminuido la variación demográfica dentro de los países latinoamericanos? ¿La similitud entre áreas es más fuerte dentro de un país, o entre las áreas semejantes de otros países?

Estas preguntas intentan cubrir todas las ramas de las tendencias demográficas y sus factores asociados, tanto al nivel subnacional como internacional. Asimismo se busca abordar una temática que excede el interés estrictamente demográfico para trasladarse al ámbito sociológico y económico: ¿la desigualdad tiende a profundizarse o a disminuir? Para la política pública, la predictibilidad del perfil demográfico subnacional es de suma importancia, ya que allí se concentra gran parte de la inversión pública destinada a obras y servicios de infraestructura.

Para realizar este trabajo hemos construido dos bases de datos subnacionales, que abarcan 21 países entre las décadas de 1960 y 2010. Una de las bases contiene datos de los censos nacionales provenientes de las muestras tomadas por el proyecto IPUMS-International (Minnesota Population Center), cuyas variables y DAM están armonizadas para ser comparadas a lo largo del tiempo. La segunda base contiene información de dinámica demográfica recolectada directamente de los sitios web de las oficinas nacionales de estadística y de CELADE-División de Población de CEPAL. Las dos bases de datos están documentadas detalladamente y disponibles a través de los sitios web del proyecto.

En este libro se presentan los trabajos ofrecidos por diferentes especialistas latinoamericanos sobre las diversas variables relevadas en las bases de datos subnacionales. Cada capítulo intenta responder las preguntas motivadoras del proyecto general y analiza aspectos relacionados con la estructura etaria de las poblaciones, los niveles de fecundidad, la participación económica de la población activa, la conformación y jefatura de los hogares.

Consideramos que tanto las bases de datos como los trabajos aquí reunidos representan un aporte al conocimiento de las realidades sociodemográficas subnacionales, y contribuyen a disponer de mayor información estadística para el monitoreo de los Objetivos de Desarrollo Sostenible. Las proyecciones subnacionales, por su parte, contribuirán de manera estratégica para la evaluación de los ODS a lo largo de los períodos intercensales; puntualmente ofrecerán los denominadores que necesitan muchos de los indicadores de monitoreo de los ODS. Este es un elemento clave tanto para la evaluación de las metas propuestas como para la previsión de las demandas futuras de la población en términos de obras y servicios públicos (ONU, 2014; 2015).

Finalmente tenemos la firme convicción que, desde la academia, debemos ser conscientes de la responsabilidad ética y cívica de ofrecer nuestros conocimientos para la implementación de políticas que mejoren las condiciones de vida de la población. Esperamos que nuestras herramientas sean útiles para los gobiernos e instituciones civiles para hacer posibles los

ODS, en un marco de mayor conciencia ambiental y las reivindicaciones de género, respeto por la diversidad cultural y la plena vigencia de los derechos humanos.

Bibliografía

CEPAL (2017), *Agenda 2030 y los Objetivos de Desarrollo Sostenible. Una oportunidad para América Latina y el Caribe*, Santiago: CEPAL, LC/G.2681/Rev.2.

ONU (2014), "El camino hacia la dignidad para 2030: acabar con la pobreza y transformar vidas protegiendo el planeta. Informe de síntesis del Secretario General sobre la agenda de desarrollo sostenible después de 2015", <http://www.un.org/en/development/desa/publications/files/2015/01/SynthesisReportSPA.pdf>

ONU (2015), "Transformar nuestro mundo: la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible", <http://www.un.org/es/comun/docs/?symbol=A/RES/70/1>

UNICEF (2015), "5 diferencias entre los Objetivos de Desarrollo del Milenio y los Objetivos de Desarrollo Sostenible", <https://www.unicef.es/noticia/5-diferencias-entre-los-objetivos-de-desarrollo-del-milenio-y-los-objetivos-de-desarrollo>

Introducción

¿Cómo y por qué estudiar la convergencia demográfica al nivel sub-nacional en América Latina?

Introduction

How and why should we study demographic convergence at the subnational level in Latin America?

Ludi Simpson[1]
Leandro M. González[2]

1 University of Manchester, Reino Unido, <ludi.simpson@manchester.ac.uk>

2 CIECS (CONICET y UNC), Córdoba, Argentina, <leandrogonzalez@yahoo.com.ar>

Resumen

El proyecto s-ALyC convocó a colaboradores a analizar datos sub-nacionales en perspectiva comparativa, que resultó en la realización de este libro. Los colaboradores fueron invitados a investigar la convergencia demográfica y la predictibilidad de los cambios poblacionales en el futuro. Esta introducción describe el proyecto y sus objetivos, y las bases de datos recopiladas para ayudar el análisis. Describe la evidencia de convergencia de indicadores demográficos al nivel nacional en la región, y la evidencia de convergencia para varios indicadores socio-económicos al nivel sub-nacional.

Palabras claves: s-ALyC; planeación; población; tendencias

Abstract

The s-ALyC Project appealed for collaborators to analyse sub-national data with a comparative perspective, which led to this book. The collaborators were to investigate demographic convergence and the predictability of population change in the future. This introduction describes the project and its objectives, and the databases collated to help the analysis. It describes the evidence of convergence of demographic indicators at the national level within the region, and the evidence of convergence for several socio-economic indicators at sub-national level.

Key words: s-ALyC; Planning; Population; trends

Desafíos del libro

- ¿Ha disminuido la variación demográfica dentro de los países latinoamericanos? O sea, ¿qué evidencia existe de convergencia demográfica?
- ¿La similitud entre áreas es más fuerte dentro de un país, o entre las áreas similares de otros países? O sea, ¿qué evidencia existe de tendencias demográficas caracterizadas por la geografía, por ejemplo el clima, el desarrollo económico o de otro tipo?
- ¿Qué podemos aprender de esta evidencia para hacer más confiable nuestros supuestos que subyacen en las proyecciones de población futura?

Estas tres preguntas claves del libro realmente nos engañan. Cubren todas las ramas de las tendencias demográficas y todos sus factores asociados, cubren el nivel subnacional y el internacional, cubren el pasado y el futuro. Tienen también desafíos técnicos: ¿cómo medir la convergencia y cómo especificar las tendencias futuras en una proyección demográfica? Tienen asimismo un sentido sumamente político, de interés también para sociólogos y economistas: ¿va la desigualdad rumbo a profundizarse o a disminuir? Para la política pública, la predictibilidad del perfil demográfico es de interés imprescindible, sobre todo al nivel subnacional donde está concentrada casi toda la inversión. A pesar de toda esta diversidad de perspectivas y campos de estudio, 'la convergencia' tiene un sabor familiar y sencillo con el que todos podemos simpatizar.

Esta introducción intenta explicar cómo los autores se enfrentaron a los desafíos de estas preguntas claves, y dan sus respuestas dentro de este libro. Explica la oportunidad y las limitaciones de una colaboración entre demógrafos, y describe los datos disponibles y relevantes, incluyendo dos bases de datos construidas específicamente para este proyecto y que están disponibles para otros investigadores. Utiliza las series de datos de CELADE para ejemplificar el análisis de convergencia al nivel del país, y las series subnacionales de IPUMS de variables socio-demográficas para distinguir tendencias similares y divergentes entre lo demográfico y lo social.

El papel de esta Introducción es dar algunos consejos sobre la complejidad y la diversidad de las tendencias dentro de un continente, y dejar el descubrimiento de los detalles a los autores de cada capítulo del libro. Reservamos para la conclusión un resumen de los resultados, avances y luz ganados en esta colaboración, y unas ideas para una investigación futura fructífera.

El proyecto s-ALyC

Este libro se hizo posible gracias a un trabajo colaborativo llamado 'Análisis comparativo de las tendencias demográficas sub nacionales en América Latina y el Caribe', financiado con recursos de la *British Academy* desde febrero de 2015 hasta enero de 2018. El proyecto ha estado liderado por Ludi Simpson del Reino Unido, por Brenda Yepez de la Universidad Central de Venezuela hasta enero 2016, y por Leandro M. González de Argentina desde entonces. La idea de la colaboración surgió de la Red de Estimaciones y Proyecciones de ALAP, que ha apoyado la iniciativa desde el principio. Los tres coordinadores tienen interés en mejorar la contribución de la Demografía a la planeación pública, la cual necesita proyecciones subnacionales. Nos interesa conocer el pasado como indicador del futuro, y tenemos suficiente experiencia para no esperar una respuesta sencilla a la pregunta ¿es el futuro predecible? A la vez somos plenamente conscientes de que la planeación debe responder a la demanda futura de servicios, vivienda y trabajo, y por eso cualquier mejoramiento en las proyecciones de tal demanda puede hacer más eficientes y exitosas las inversiones y los bienes sociales, hechos por los gobiernos o los entes privados.

Aunque este libro es ciertamente un producto central, quizás lo más importante del proyecto, pero no ha sido la única actividad. Hemos realizado varios talleres de proyección sub-nacional en Caracas, Quito, Córdoba y en Foz de Iguazú en el Congreso de ALAP y ABEP. No pretendimos ser capaces de hacer proyecciones subnacionales para el continente, porque los datos no lo permiten. Sin embargo hemos añadido a la experiencia, bien resumida en los capítulos de Cavenaghi (2012), sobre todo con unas proyecciones integradas de población, hogares y fuerza laboral, mejor documentado en el ejemplo de los 26 Departamentos de la provincia de Córdoba, Argentina (Simpson y González, 2016).

Intentamos animar la práctica de proyecciones subnacionales utilizando cualquier software apto, añadiendo a la mesa de trabajo el software del sector público británico, POBGRUP. Este software incluye la estimación de migración por edad a través de una serie de estimaciones de población, incluye modelos de proyecciones derivadas de hogares, fuerza laboral y enfermedad, y el cálculo de la población modificada debido a una inversión o plan de viviendas o empleo (Peláez, González y Macadar, 2012; University of Manchester, 2014; Simpson, 2016).

El proyecto también intenta fortalecer las redes de demógrafos dentro de la región y con sus colegas británicos, por la divulgación en las

conferencias profesionales y académicas, a través de los sitios web del proyecto, y a través de las publicaciones[3].

Los recursos del proyecto facilitaron la colaboración pero no financiaron la investigación propia. Por eso agradecemos las contribuciones originales y generosas de todos los autores del presente libro, quienes respondieron a una solicitud divulgado por ALAP en enero de 2016, que buscó compromisos de investigar, escribir y presentar su trabajo en respuesta a las tres preguntas claves que inician esta introducción, utilizando nuestras bases de datos o las suyas. Para las presentaciones en un pre-evento del congreso ALAP en octubre dimos prioridad a las propuestas de análisis de áreas subnacionales de más de un país. Añadidos a esos capítulos están los aportes de otros colaboradores. Todos hicieron su trabajo desde la convocatoria hasta la entrega de un trabajo completo, y de acuerdo al reglamento de ALAP, dentro de un año; les agradecemos mucho su constancia y su apertura a varias sugerencias nuestras durante el desarrollo del trabajo. El evento de octubre de 2016 fue la primera vez que nos encontramos personalmente. Los comentarios de los autores y de otros asistentes acerca de cada presentación también tuvieron su responsabilidad en el producto finalizado en 2017.

Bases de datos

La Tabla 1 contiene las características de las dos bases de datos preparadas por el proyecto y ofrecidas a los autores para su análisis[4]. En cada caso utilizan la primera división de cada país, las Divisiones Administrativas Mayores (DAM), que son llamadas Estados en Venezuela y México, Provincias en Ecuador y Argentina, etc. Una base de datos estuvo construida por los censos nacionales a través del proyecto IPUMS-International (Minnesota Population Center, 2015), que en 2015 brindaba muestras de 21 países de la región de los censos entre 1960 y 2010, un total de 1.438 combinaciones de año y DAM, y algunas DAM contribuyendo más de un año por

3 Los sitios del proyecto están <http://www.cmist.manchester.ac.uk/research/projects/s-alyc/> y <http://www.alapop.org/alap/index.php?option=com_content&view=article&id=1427&Itemid=744>.

4 La base de IPUMs-International se usó en los capítulos con primer autor Brenes-Camacho, Korenjak-Černe, Simpson, Torres, Villarraga, y Mendoza Villavicencio; la base de estadísticas oficiales se usó en los capítulos con primer autor Mendes Borges, Sacco, y Blanes; los otros capítulos utilizaron otras bases de datos.

estar representadas por más de un censo[5]. Extrajimos datos de la estructura etaria quinquenal por sexo, de la jefatura por edad y sexo, de la actividad económica por edad y sexo, y once indicadores socio-demográficos (ver abajo).

La segunda base de datos estuvo construida directamente de los sitios web de los institutos nacionales de estadísticas (INE), y la base REDATAM a la que muchos INE contribuyen. Extrajimos datos de la estructura etaria quinquenal por sexo, nacimientos y la tasa global de fecundidad, fallecimientos y la esperanza de vida al nacer general y por sexo, mortalidad infantil y mortalidad materna.

Tabla 1
Dos bases de datos del proyecto

	Muestras de los censos de IPUMS-International	Estadísticas oficiales* de los INE, REDATAM
Años	Varios 1960-2011	Varios cerca de 1970, 1980, 1990, 2000, 2010
Países	21 (de 1 a 7 censos)	12 (de 1 a 5 décadas)
DAM	320	276
Año-DAM combinaciones	1438	705
¿Áreas armonizadas?	Sí	No; cambios de límites informados
¿Validación de los datos?	Regular	Regular
Contenido	Población por sexo y edad quinquenal, jefatura por edad y sexo, actividad por edad y sexo, 11 indicadores socio-demográficos	Población por sexo y edad quinquenal, nacimientos y TGF, fallecimientos y eo, mortalidad infantil y materna

Fuente: Elaboración propia.
Nota: * El número de países, DAM y años varían según el indicador: presentado aquí para TGF.

Al contrario de nuestras expectativas, menos datos estuvieron disponibles en los sitios web de los INE que por las muestras de Censos ofrecidos a IPUMS-International, en términos de la cantidad de combinaciones de DAM y año, sobre todo para las décadas pasadas. La Tabla 2 muestra el número de países y DAM en cada década dentro de las bases del proyecto s-ALyC. Las muestras de censos nacionales en IPUMS-International empiezan en 1960, y tiene más datos para la década 2000. La población por edad y sexo, jefatura

5 Más países y años se brindan por IPUMS-International desde finales de 2016, pero no están incorporados en la base del proyecto.

del hogar, actividad económica y educación están representado en todas las muestras. La inclusión de trabajo por sector industrial, la tipología urbano-rural, y la migración interna y externa es menos general. Veintiún países están representados por lo menos por un censo[6].

Los datos disponibles de los INE y de REDATAM para los años más antiguos son más escasos. Por otra parte los datos de los INE y de REDATAM no demoran mucho en publicarse, razón por la cual tienen más países representados en 2010. Tienen indicadores de fecundidad y mortalidad para cada DAM que no están en los censos, por lo menos directamente. Sin embargo la disponibilidad de tasas de mortalidad es más escasa.

Las dos bases de datos están documentadas detalladamente y disponibles a través de los sitios web del proyecto. Las DAM tienen poblaciones muy diversas, desde Brasil con media de 5 millones de residentes, hasta Uruguay con media de menos de 200 mil, y con gran variación dentro de cada país. Los límites de las DAM pueden cambiar de una década a la otra, cuando se agregan o se dividen las DAM existentes, creando nuevas divisiones administrativas. Una ventaja de la base de muestras de IPUMS-International es que los límites se han armonizado, por agregación de las DAM oficiales de cada década hasta llegar a un conjunto de fronteras que siguen sin cambios desde la primera muestra censal del país. Esto ayuda mucho en el análisis de tendencias, aunque hay que estar consciente de que se pierde el detalle. La mayor pérdida de detalle que conocemos por esta armonización de límites se produce en Ecuador, donde las 26 Provincias que aparecen en uno u otro de los 6 censos representados se reducen a 14 DAM armonizadas con límites constantes, al costo de unir en una DAM las dos provincias más urbanas —Guayas y Pichincha—, que en realidad están separadas por otros áreas.

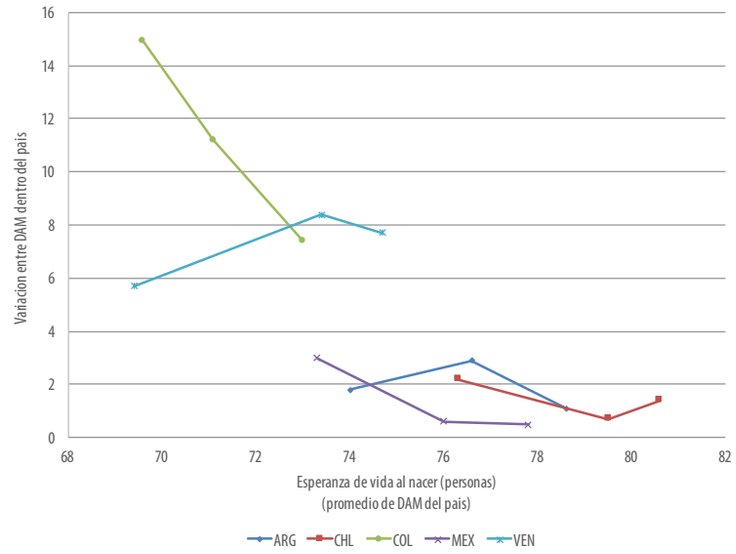
6 Los 21 países son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Haití, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Puerto Rico, Santa Lucía, Uruguay y Venezuela. México y Puerto Rico han tenido más de un censo en una década; por eso el número de países representados en la década de 2000 es 22.

Tabla 2
Número de países y de DAM en las bases de datos s-ALyC

	Década	1960	1970	1980	1990	2000	2010	Total
(a) Datos extraídos de las muestras censales a través de IPUMS-International								
Población por edad y sexo, jefatura y actividad económica	País	10	16	15	18	22	9	90
	DAM	161	247	211	302	358	159	1438
Educación	País	10	16	15	18	22	9	90
	DAM	161	247	211	302	358	159	1438
Sectores industriales	País	10	12	12	18	21	7	80
	DAM	161	188	166	302	326	116	1259
Urbano-rural	País	10	11	9	12	17	6	65
	DAM	161	171	147	227	312	110	1128
Migración interna y externa	País	0	8	2	11	15	6	42
	DAM	0	93	127	213	274	122	829
(b) Datos extraídos de los INE y REDATAM								
Población por edad y sexo	País		2	6	9	18	18	53
	DAM		60	149	204	356	356	1125
Tasa bruta de natalidad	País		2	4	10	19	16	51
	DAM		43	88	205	372	293	1001
Tasa global de fecundidad	País		1	1	9	12	11	34
	DAM		16	24	198	239	228	705
e_0 general	País		1	4	7	9	6	27
	DAM		14	89	163	205	124	595
e_0 por sexo	País		0	4	8	12	10	34
	DAM		0	92	171	245	185	693
Tasa bruta mortalidad	País		2	2	7	14	12	37
	DAM		57	45	115	265	241	723
Tasa bruta mortalidad por sexo	País		0	0	2	3	3	8
	DAM		0	0	46	60	62	168
Mortalidad infantil	País		3	5	8	10	12	38
	DAM		71	111	165	192	254	793
Mortalidad materna	País		0	2	4	5	6	17
	DAM		0	37	66	72	108	283

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 1
Países seleccionados de América Latina, 1980-2010*:
Variación de la esperanza de vida dentro de cinco países, tres años



Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos del Proyecto s-ALyC.
Nota: * Para cada país se seleccionaron las últimas tres rondas censales disponibles.

La calidad de cada base de datos no es mala ni perfecta. Los datos de IPUMS tienen mucha documentación buena y estandarizada, sin embargo la calidad de datos depende de la información brindada por cada INE. No tienen ningún ajuste para la cobertura, que varía entre países y décadas (Ruiz, 2016). Los datos de los INE y de REDATAM tienen su documentación y a veces la población es corregida por la cobertura de los censos, sin embargo la calidad de la documentación varía mucho. Para divulgar tasas demográficas cada INE ha hecho su análisis, que no siempre están claramente documentados. El más difícil de calcular es la esperanza de vida al nacer, por depender de datos de mortalidad por edad y por DAM que no siempre existen. La estimación de los indicadores publicados a veces depende de supuestos que afectan los resultados. En el Gráfico 1 se muestra la esperanza de vida al nacer tomada de las páginas web para las DAM de cinco países, en cada país disponible para tres años entre 1980 y 2010. La esperanza de vida se ha incrementado en cada país, reflejando los avances bien conocidos. Sin embargo la falta de variación entre las DAM de Argentina, Chile y México, y la caída rápida de la varianza dentro de Colombia, pueden reflejar los

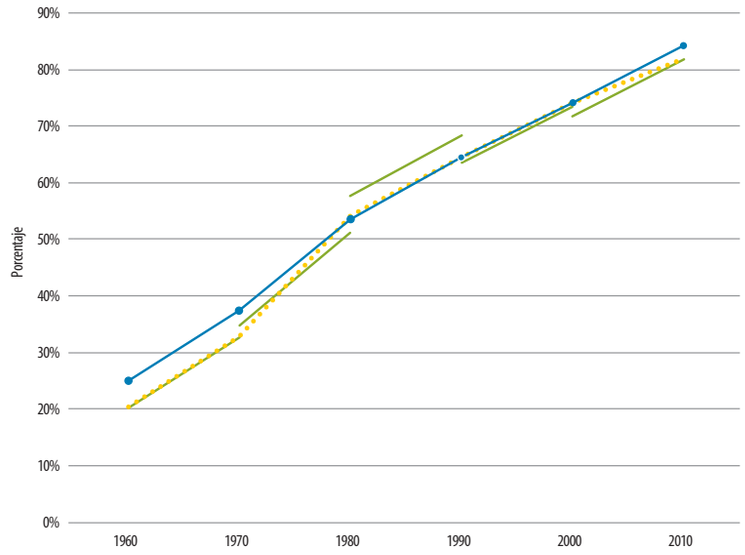
métodos de estimar el indicador y no, o no en su totalidad, la variación de la mortalidad real dentro de las DAM. Tenemos pocas referencias en este libro sobre la mortalidad subnacional, que es una laguna esperando llenarse.

Aun con indicadores robustos, la comparación de las tendencias por tiempo no es necesariamente sencilla. Las dos bases de datos tienen distinta representación de los países latinoamericanos en cada década. En la base de IPUMS están representados 20 países en la década de 2000, menos en las décadas anteriores y más recientes. Un promedio de la experiencia en cada década está afectada por la inclusión de distintos países. Las estrategias para manejar esta dificultad son varias dentro de este libro:

- Utilizar todos los datos sin ajuste, e interpretar las tendencias conscientes de la composición que se cambia en cada década (Brenes-Camacho).
- Restringir el análisis a países que tienen representación en las mismas décadas (Sacco y Mendes Borges, Villarraga, Mendoza Villavicencio y Ferreira Monteiro).
- Utilizar métodos de regresión donde las características de las DAM y cada país aparecen en las variables independientes (Simpson, Torres y Rojas Cabrera, Mendoza Villavicencio y Ferreira Monteiro).
- Construir una serie ajustada para comparar décadas vecinas solamente con las DAM que están representadas en aquellas dos décadas (Korenjak-Cerne, Simpson).

El Gráfico 2 ilustra el problema con datos del porcentaje de la población adulta de 15 a 59 años que ha terminado la educación primaria, de las muestras censales de IPUMS. Sin ajustes, el incremento es continuo pero parece más rápido entre los años de las rondas censales de 2000 y 2010. ¿Es una característica realista o refleja un cambio en las muestras incluidas en las dos décadas? Las comparaciones de ronda a ronda que incluyen solamente las DAM que están en el par de décadas vecinas muestran que el cambio de los años setenta a los ochenta fue menos rápido que lo que se había indicado. En 2010 se incluyeron países que tuvieron menos cobertura de educación que los otros, que había dado un sesgo a la comparación. La reconstrucción de la tendencia del indicador se hace a través de la década de los 2000 que tiene más datos, recalculando las otras rondas por los cambios estimados por las DAM en común en cada comparación de décadas vecinas. Se ve que el cambio durante medio siglo 1960-2010 es muy regular.

Gráfico 2
América Latina y el Caribe, 1960-2010: Construcción de la tendencia de cumplimiento de educación primaria



Fuente: censos nacionales descargados de IPUMS-International, promedios ponderados por población residente.
Notas: Línea de puntos: todas DAM en la base. Líneas finas: DAM en común entre dos décadas. Línea gruesa con puntos grises: tendencia construida del valor de los años 2000 y los cambios entre décadas.

Finalmente, estas bases de datos del proyecto s-ALyC no representan la palabra final. Representan un ejemplo de lo que es posible hacer. Existen otros ejemplos en ramas específicas de mortalidad y de migración. Es nuestra esperanza que los indicadores sub-nacionales tengan apoyo en el futuro de manera similar a la regularidad de datos nacionales.

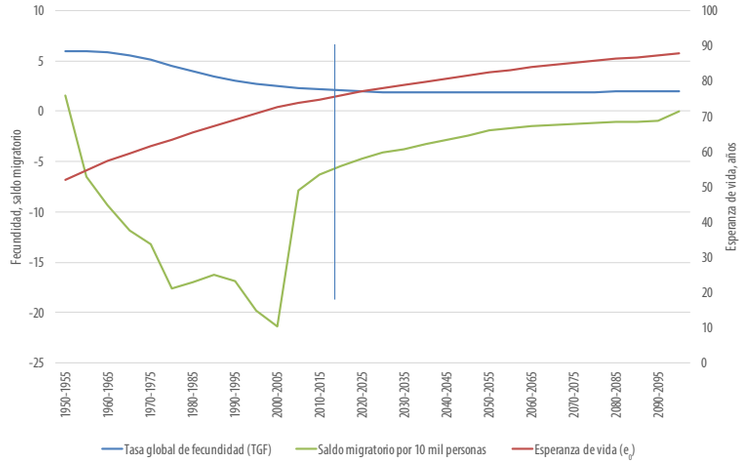
Tendencias
y convergencia demográfica entre países

Este libro se enfoca en la experiencia subnacional. ¿Cuál es la experiencia al nivel del país? Dentro del continente, ¿ha ocurrido una convergencia entre los indicadores nacionales de fecundidad, mortalidad o migración? El Gráfico 3 muestra los resultados obtenidos de las estimaciones y proyecciones de CELADE (2016). El crecimiento de la esperanza de vida al nacer, y el descenso de la fecundidad desde 1960, se continúan en las proyecciones de CELADE, que toman supuestos muy similares a los de la ONU. El saldo migratorio ha sido negativo y creciente desde 1955 para el continente, aunque la salida neta ha disminuido desde 2005 y se asume la continuación hasta un saldo de cero al final del siglo 21.

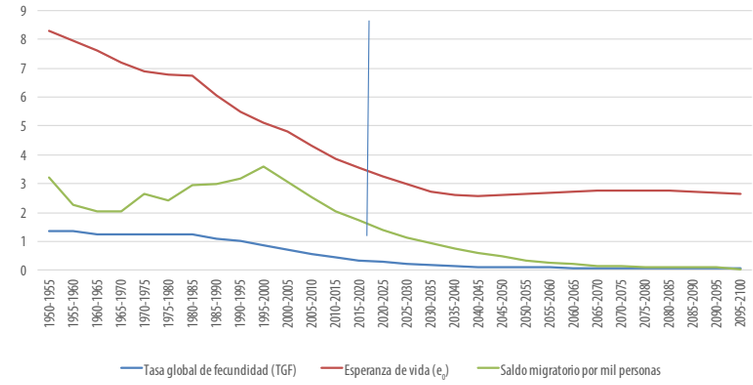
La desviación estándar de la esperanza de vida entre países ha disminuido durante todo el periodo desde 1950, y se asume una continuación de esta indicación de convergencia hasta 2040; después de ese año no se asume variación entre países. Cuando se estandariza la desviación estándar al dividirla por el promedio (coeficiente de variación), la esperanza de vida muestra el mismo patrón: una convergencia estable que se asume que no continuaría después de 2040.

Gráfico 3
América Latina (19 países), 1950-2095: Valor, Desviación Estándar y Coeficiente de Variación de tendencias demográficas

Valor de cada fuente de cambio, AL



Desviación estándar entre países, cada fuente de cambio



Coeficiente de variación entre países, cada fuente de cambio

Fuente: Calculados a partir de los datos en CELADE (2016).
Nota: La línea vertical separa estimaciones del pasado de las proyecciones del futuro.

La convergencia entre países en su experiencia de fecundidad empezó a partir de 1985, o bien a partir de 2000 si tenemos en cuenta el valor más bajo de fecundidad con el coeficiente de variación. El inicio de la caída de fecundidad varía mucho entre países y es probable que esto haya demorado la convergencia. Se ve una continuación de la convergencia de fecundidad entre países en la proyección, hasta que la variación se acerca a cero, cuando todos los países esperan llegar cerca de una tasa que implica reemplazo de

la población. Asumir esta convergencia es más bien un supuesto conveniente, no basado en la evidencia. Es más probable que haya una variación significativa en el futuro, pero no se asume cuál de los países tendrá alto o bajo nivel relativo de fecundidad; en el futuro a largo plazo se asume que todos tendrán fecundidad baja.

La migración es otro caso de supuestos convenientes de una convergencia en el futuro, que tiene aún menos apoyo en la tendencia de desviación estándar del pasado. El coeficiente de variación es más difícil de interpretar, como es el caso con todo indicador que toma valores positivos y negativos a cada lado de un promedio que se acerca a cero.

En estas consideraciones sobre las tendencias demográficas subnacionales puede suponerse el supuesto que la transición demográfica avanzará indefectiblemente en todas las regiones. ¿Esto implica que la convergencia de los indicadores demográficos también se producirá? ¿Convergencia y transición demográfica son fenómenos independientes?

A pesar de que la transición demográfica sigue siendo materia de controversias, continúa siendo una referencia conceptual del cambio poblacional reciente (CELADE, 1997; CEPAL, 2017). También constituye una orientación sobre las tendencias futuras que probablemente seguirá una población, y sobre la que el demógrafo puede imaginar escenarios diversos. El marco conceptual de la transición demográfica es abordado en varios capítulos de este libro, para poner en discusión sus postulados frente a la evidencia empírica de los países o regiones analizadas.

Esta reflexión lleva a pensar críticamente los alcances y límites que implica asumir la noción de transición demográfica, cuando se abordan las proyecciones de las poblaciones subnacionales. La idea de convergencia de los indicadores demográficos debe ser analizada cuidadosamente para no forzar supuestos de coincidencia en valores deseados de fecundidad, mortalidad y migración. Para ello es necesario contemplar la trayectoria real que registran las diversas regiones de América Latina y el Caribe, a pesar de las limitaciones en la calidad y cobertura de los censos y estadísticas vitales.

Variables socio-económicas

A la base de datos censales de IPUMS, añadimos trece indicadores socio-demográficos de cada DAM por año. La intención es explicar algo de la variación entre DAM según estas características, para hacer sus tendencias más entendibles y quizás por eso más predecibles. En esta sección mostramos la tendencia de cada indicador socio-demográfico, y nos preguntamos si ellos han convergido en valores comunes durante las pasadas seis décadas.

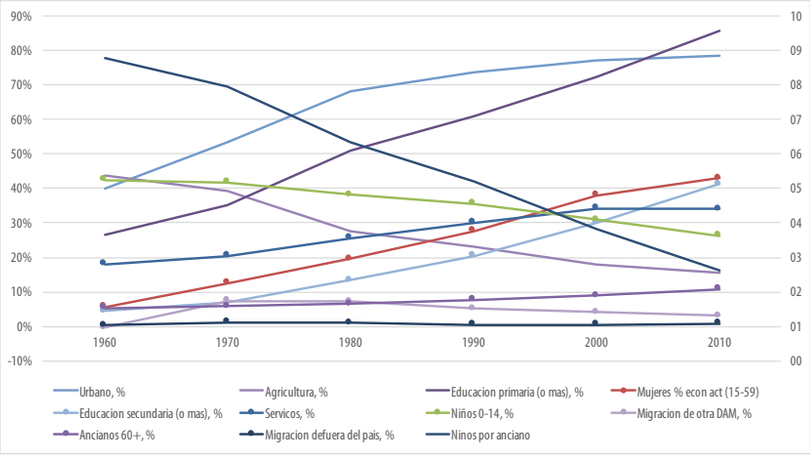
El Gráfico 4 muestra la tendencia de cada indicador, su desviación estándar y su coeficiente de variación. En cada caso hemos reconstruido la serie en la manera descrita arriba, para tomar en cuenta que cada década se representa por distintas DAM. El valor de la década de 2000 está representado sin ajuste: el promedio, desviación estándar y coeficiente de variación utilizando todas las DAM de esa década. La diferencia entre cada par de décadas se ha calculado utilizando solamente las DAM presente en ambas décadas. En los pocos casos de dos censos en una década (México y Puerto Rico), se utilizó solamente el primer censo.

El análisis se hizo sin ponderar por la población de cada DAM. Las tendencias promedio de cada indicador son bien conocidas. La asistencia a la educación formal se ha incrementado mucho, sobre todo en el nivel primario (los dos indicadores se miden entre los adultos de edad 15-59). También se ha incrementado regularmente en este periodo el porcentaje de mujeres adultas económicamente activas, los ancianos como porcentaje de la población, y el porcentaje de la población productiva que trabaja en servicios; a la vez que la agricultura ocupa una proporción menor de la población trabajadora. La urbanización del continente fue rápida desde los años 60 hasta los 80, pero no se ha incrementado desde 1990 según los datos de los censos (aunque la definición de población urbana cambia entre censos aun dentro del mismo país). La migración dentro y fuera del país (en los cinco años previos al censo) no afecta una gran proporción de la población, y no muestra una tendencia a largo plazo.

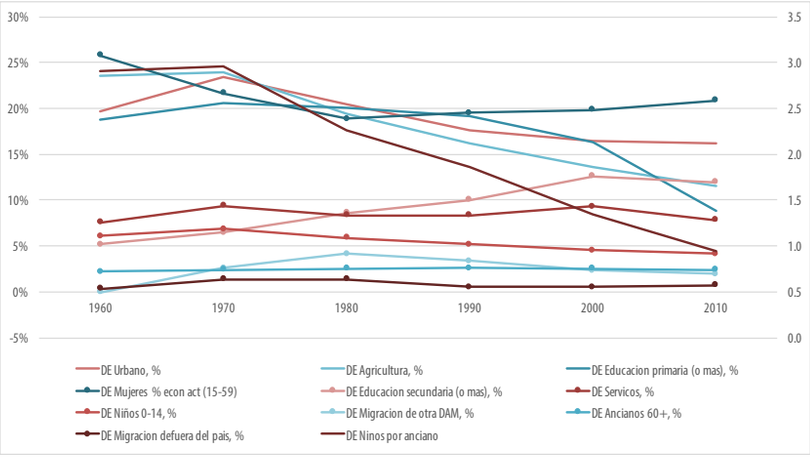
La evidencia de cambios en la desviación estándar se parece a primera vista compleja y mixta. Sin embargo, los diferentes indicadores cambian entre valores bajos y altos durante el periodo y por eso es recomendable considerar la variación relativa al promedio, que se da en el coeficiente de variación. Surge algo curioso y bastante importante: todos los indicadores socio-económicos muestran una clara tendencia a bajar —o sea muestran convergencia— o en cada década o en la mayoría. Sin embargo, los indicadores demográficos no muestran esa tendencia, aunque sí se veía a nivel nacional. Los coeficientes de variación de niños y de niños por anciano son notablemente estables durante todo el periodo. Para el porcentaje de ancianos, el coeficiente de variación es bastante nivelado aunque existe un descenso ligero en las últimas dos décadas. La migración muestra otra tendencia mixta: de convergencia en su aspecto internacional, y de estabilidad en la variación entre DAM para migración dentro del país, con excepción de los años 80 cuando fue más alta.

Gráfico 4
América Latina y el Caribe, 1960-2010: Promedio, Desviación Estándar y Coeficiente de Variación entre las DAM, trece indicadores socio-demográficos

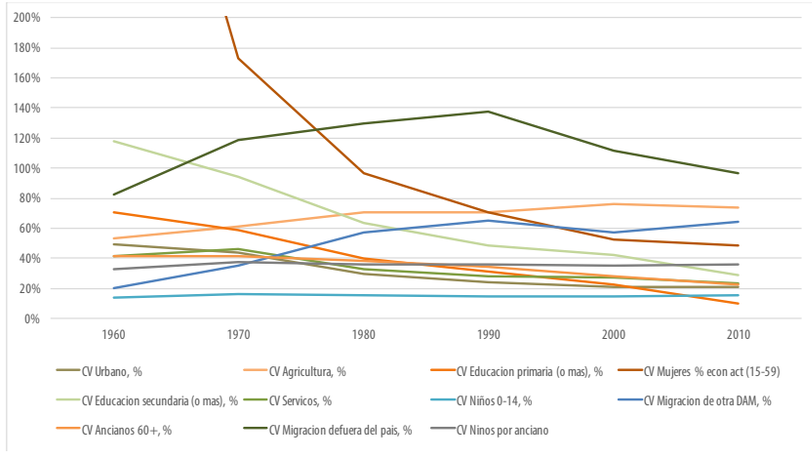
Promedio de las DAM de ALyC



Coeficiente de variación de las DAM de s-ALyC



Desviación estándar de las DAM de ALyC



Fuente: Elaboración propia a partir de censos nacionales descargados de IPUMS-International.
Nota: El indicador 'Niños por anciano" utiliza el eje de la derecha. No se muestra la CV de migración de afuera del país en 1960, por ser su valor más de 2500, debido a un promedio muy cercano a cero.

El ritmo de desigualdad demográfica dentro de un país quizás no llega a modelarse fácilmente. De la discusión de la sección anterior surge que la dinámica demográfica no ha tenido durante las seis décadas de 1960-2010 un ritmo de convergencia que sí se ha visto en muchos indicadores socio-económicos, y que al nivel de comparaciones entre países se ha visto en la mortalidad y, por lo menos desde 2000, en la fecundidad. ¿Hay cierta autonomía entre la dinámica demográfica y la evolución de las variables socio-económicas?

Estructura del libro

Los capítulos que siguen exploran el desarrollo sub-nacional de la transición demográfica y sus componentes demográficos, además de indicadores de actividad económica y jefatura de hogares. Se hacen contribuciones detalladas que ayudan a nuestro entendimiento de países específicos, y de las diferencias entre países que puedan asociarse con políticas públicas o con logros económicos. Además ayudan a entender el proceso de cambio en la región, más generalmente al nivel sub-nacional. El capítulo final intenta resumir las conclusiones, responder a las preguntas claves, aprender lecciones para la predictibilidad futura a nivel subnacional, e imaginar vías fructíferas para el trabajo futuro.

Referencias

Cavenaghi, S. (ed.) (2012), *Estimaciones y proyecciones de población en América Latina: desafíos de una agenda pendiente*, Rio de Janeiro: Asociación Latinoamericana de Población, Serie e-Investigaciones No. 2.

CELADE (2016), *Estimaciones y proyecciones de población a largo plazo, indicadores seleccionados, 1950-2100, Revisión 2015,* Santiago: cepal.

CELADE (1997), *Demografía. Libro III. Población, sociedad y desarrollo*. Santiago, cepal, inédito.

CEPAL (2017), *Panorama Social de América Latina 2016*. Santiago: cepal.

Minnesota Population Center (2015), *Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.4* [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota, en <https://international.ipums.org/international/>

Peláez, E., González, L.M. y Macadar, D. (2012), Programas informáticos para proyecciones demográficas: revisión y comparación comentada, en Cavenaghi, S (ed.), *Estimaciones y proyecciones de Población en América Latina: desafíos de una agenda pendiente*, Rio de Janeiro: alap, Serie e-Investigaciones Nº 2.

Ruiz, M. (2016), "Estado de avance de los censos de 2020 e identificación de las necesidades nacionales", Presentación en la Mesa redonda Censos de población en América Latina: lecciones aprendidas y recomendaciones para la ronda 2020, VII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (alap) y XX Encontro Nacional de Estudos Poblacionais de la Associação Brasileira de Estudos Poblacionais (abep), Foz do Iguaçu, Brasil, 17-21 de octubre.

Simpson, L. (2016), "Integrated local demographic forecasts constrained by the supply of housing or jobs: practice in the UK", en David Swanson (ed.) *The Frontiers of Applied Demography*, New York: Springer, Applied Demography Series Vol. 9.

Simpson, L. y González, L.M. (2016), "Población, hogares y fuerza laboral proyectada y relacionada con la planificación", Presentación en la sesión Planificación e impacto de las proyecciones demográficas sub-nacionales, *VII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población (alap)* y *XX Encontro Nacional de Estudos Poblacionais de la Associação Brasileira de Estudos Poblacionais (abep)*, Foz do Iguaçu, Brasil, Brasil, 17-21 de octubre.

University of Manchester (2014), *Impact of demographic projections on sub-national planning* (Research Excellence Framework impact study), Manchester: University of Manchester.

Theories and measures of demographic convergence: an application to subnational levels in Latin America

Teorías y medidas de convergencia demográfica: una aplicación a niveles subnacionales en América Latina

Gabriel Mendes Borges[1]

1 Researcher at the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and Ph.D. candidate in Demography at University of California, Berkeley (CAPES fellowship, Brazil), <gmendesb@hotmail.com>

Abstract

Demographic theories often imply regional convergence in both fertility and mortality indicators. However, despite these assumptions, there has been no evidence that demographic rates across regions would persistently converge. The purposes of this paper are twofold. First, it discusses the hypotheses of convergence and divergence in mortality and fertility with special focus on subnational levels in Latin America. Second, this study proposes and examines carefully a set of mortality and fertility indicators and the metrics of disparity to assess convergence and divergence, which are further applied to Brazilian states. Results show that mortality and fertility changes do not follow a unidirectional and linear course, but rather present an interchanging process of convergence and divergence.

Keywords: Demographic convergence. Fertility. Mortality. Latin America. Brazil. Population projections

Resumen

Las teorías demográficas normalmente tienen como supuestos la convergencia en fecundidad y mortalidad. Sin embargo, no existe evidencia de que las tasas demográficas entre regiones convergirían persistentemente. Este trabajo tiene dos objetivos principales. En primer lugar, se discuten las hipótesis de convergencia y divergencia en mortalidad y fecundidad con un enfoque especial a los niveles subnacionales en América Latina. En segundo lugar, este estudio propone y examina un conjunto de indicadores de mortalidad y fecundidad y medidas de dispersión para evaluar la hipótesis de convergencia y divergencia, con una aplicación a los estados de Brasil. Los resultados muestran que los cambios en mortalidad y fecundidad no siguen a un camino unidireccional y lineal, sino que se presenta un intercambio entre procesos de convergencia y divergencia.

Palabras-clave: Convergencia demográfica. Fecundidad. Mortalidad. América Latina. Brasil. Proyecciones de población

Introduction

The demographic transition is one of the most important transformations in modern societies. This process can be briefly described in terms of changes in demographic regimes, from a situation where mortality and fertility are high to a regime of relatively low level of these two variables. Such changes have important consequences in population growth and age structure modifications.

Although implicit in some previous works, this idea was presented by Thompson (1928) in a more elaborated way, based on the interpretation of the changes in industrialized countries. Notestein (1945) argued that this was a universal process, predicting that the changes observed in developed countries would also happen in the rest of the world, as soon as technical developments make possible the mortality decline. By describing the transition in Europe, Coale (1986) presented the main trends in fertility, mortality and population growth. He summarized the movement from diverse combinations yielding low growth rates (moderate fertility and mortality), through potential high growth, finally achieving a uniform combination of very low fertility and mortality (low to negative growth).

Johnson-Hanks (2008) differentiates the term demographic transition, which refers to the historically specific changes in population rates, from the theories of demographic transition, which are theories regarding the causes and mechanisms of the historical changes, predominantly associated with modernization.

In any case, all these descriptions of the demographic transition imply the convergence across countries in both fertility and mortality. The second demographic transition also implies birth and death rates convergence at low levels, which would be followed by population decline in Europe (Van De Kaa, 1987).

Patarra (1994) agrees that demographic rates might, in the long-term, converge, though this hypothesis is a moot point in terms of the explanations of the transformations, resulting from distinct social processes.

Imprecisions in the classical model have been shown, in addition to questions about its generalization through counterexamples[2] (Patarra and Ferreira, 1986). Contradictions in the formulation of demographic change processes have generated debates about whether the demographic transition is in fact a population theory that can be generalized or just a historical description of a demographic change model. One of these contradictions

2 In the French transition, for example, mortality and fertility fell almost concomitantly along the period 1790-1860.

is the fact that demographic changes in developed countries seem to have occurred as a result of development, whereas in the rest of the world demographic rates could change in the absence of social and economic progress (Patarra, 1973).

Notwithstanding this debate, most societies seem to follow this general pattern and the demographic transition has been useful in understanding population dynamics. Furthermore, the empirical regularities in mortality and fertility trends have been striking, providing a highly plausible basis for population projections (Wilson, 2013). In several past revisions of the United Nations (UN) population projections, it was assumed that countries in the transition from high to low fertility would ultimately converge to a fertility floor of 1.85 children per woman. This assumption is no longer used and the total fertility is projected based on a probabilistic method that takes into account the historical experience of the country being projected and well as the trajectories of other countries. Convergence in life expectancy is not an assumption in the newest UN population projections either (United Nations, 2015). National statistical agencies often assume that subnational areas' demographic rates will converge in the future. The Brazilian Institute of Geography and Statistics, for example, assumes a convergence in life expectancy and a regional convergence in fertility (Ervatti, Borges, and Jardim, 2015).

Other interests in the discussion about demographic convergence lie in the assumption that socioeconomic characteristics and behaviors tend to become more similar, leading to a demographic convergence, since demographic characteristics depend on these factors (Coleman, 2002). An additional research question on this matter is how these dimensions would interact, for instance whether the demographic convergence could coexists with socioeconomic inequalities (Rodríguez, 2001).

Despite the assumptions that demographic rates across countries would inevitably converge, there has been no evidence of this process, either in mortality (Vallin and Meslé, 2004) or fertility (Wilson, 2013).

One of the key aspects of studying convergence is understanding and using the proper indicators to measure the hypotheses to be tested. Different measures will be discussed, along with the existing demographic convergence propositions. It is also important selecting the appropriate units of analysis and the temporal aspects to be used in assessing the hypotheses. While recognizing the importance of the analysis for distinct socioeconomic dimensions, this paper focuses on the regional differences. More specifically, it discusses the hypothesis of convergence and divergence

in the demographic components with focus to the subnational levels in Latin American countries.

Some authors have described the demographic transition as a process with causal effect, by which fertility declines as a result of mortality decline. According to this approach, mortality decline would act as a stimulus for the demographic responses, for instance in population rational decisions about fertility (Davis, 1963; Kirk, 1996). However, trying to understand such distinct phenomena and their interrelationship in the same explanatory model would add additional complications and would not necessarily help addressing the main research questions of this work.

Therefore, this paper analyses the hypothesis of convergence and divergence in mortality and fertility independently, which will be presented in the sections 2 and 3. These sections also present subsections on the hypothesis about the specificities at the subnational level, with special focus on Latin America. These countries are extremely unequal in many dimensions, such as income, education, access to services, and treatment by police and justice systems (De Ferranti et al., 2004), which are likely to be related to demographic variables. The demographic behavior of populations is clearly linked to social and economic inequalities they face, since material conditions and expectations people experience impacts the birth and deaths outcomes and the propensity to migrate (Wood and Carvalho, 1988). Section 4 discusses the indicators used to measure mortality and fertility and the metrics of disparity to assess convergence and divergence processes. Section 5 shows a study case for Brazil, using the measures discussed in the previous sections, in order to present the convergence and divergence processes across its 27 Units of Federation (UF), and the implications for subnational population projections.

Convergence and Divergence in Mortality

A construct closely related to the demographic transition is the idea of epidemiologic transition. This term was first used by OMRAN (1971) in order to explore the complex change in patterns of health and disease. His theory is based on the idea that degenerative and the so-called "man-made" diseases replace infectious diseases as the primary causes of morbidity and mortality. According to the author, the epidemiologic transition consists of three successive stages: i) the "Age of pestilence and famine", when mortality is high and fluctuating; ii) the "Age of receding pandemics", when mortality declines progressively; iii) the "Age of degenerative and man-made

diseases", when mortality continues to decline and eventually approaches stability at a relatively low level (Omran, 1971).

These stages would vary in pattern, pace and determinants, leading to different models of the epidemiologic transition: the first one is the "classical" or Western model, which shows a gradual and progressive transition that was supposed to happen in most of the developed world. The contemporary or delayed model refers to the transition yet-to-be completed in most developing countries.

In agreement with the epidemiologic transition idea, some authors have described what would be a fourth stage to the theory, called "The Age of Delayed Degenerative Diseases". This concept includes a rapid decline in mortality, concentrated mostly at advanced ages and caused by the postponement of mortality from degenerative diseases (Olshansky and Ault, 1986).

The idea of convergence inserted in a universal process, presented in the demographic transition theory, is also implicitly in the third stage of the epidemiologic transition theory, when mortality would stabilize at very low levels.

However, important failures and unexpected improvements in mortality contradict some points of the epidemiologic transition theory. In this sense, Omran's "Age of degenerative and man-made diseases" does not seem to be the final stage of the transition and the successful fight against cardiovascular diseases cannot be interpreted as its fourth stage. Rather, these changes would fit in the idea of a divergence-convergence process, based on the health transition approach, where the success in this field depends on societies' abilities to implement progresses (Vallin and Meslé, 2004).

This theory of divergence/convergence process assumes that every major improvement related to health would first benefit the most favored population groups, leading to a divergence in mortality outcomes. At some point, the remaining groups would also benefit of these improvements, and a new convergence process would take place, until the next major improvement occurs and starts a new process of divergence (Vallin and Meslé, 2004).

In addition to this process of catching up with the pioneers, other criticisms to the epidemiologic transition by the health transition theorists are the existence of a linear and unidirectional view of the processes and the sequence of the stages. It has been observed that actual transitions often contain many nonlinear processes, in addition to an overlapping of different patterns (Frenk et al., 1991).

Some examples of health trends that contradicts the expected path of mortality reduction, often called "reverse or counter transitions", are:

i) rise in mortality for certain causes associated with dangerous working conditions of factories and mines and the low standard of living among industrial workers in the early stages of the industrial revolution; ii) increase in non-communicable diseases as a result of unhealthy life styles in the wealthy society, such as smoking, drinking and high-fat diet; iii) emergence or re-emergence of infectious diseases, such as HIV/AIDS, which lead to a decline in life expectancy in several African countries; iv) increase in mortality in some countries of the former Soviet Union as a result of political and economic reforms (Horiuchi, 1999).

In fact, the combination of these patterns across countries lead to processes that are even more complexes than the idea of simple convergence and divergence. The discussion on economic convergence/divergence illustrates part of these complexities and can shed some light on the debate about convergence in mortality, which tend to be related to economic development (Preston, 1975). Some authors argue that development does not occur smoothly over time, but rather emerges from conflictive and sometimes unexpected processes. Successful development processes that involve leapfrogging confirms that convergence or catching-up are therefore not an 'end state', but a path to a new arrangement (Burlamaqui and Kattel, 2016).

This idea is consistent with mortality changes over time. The record life expectancy, for instance, has changed considerably over the last decades (Oeppen and Vaupel, 2002) and currently belongs to Japan, which 50 years ago was not even among the 40 countries with the highest life expectancy. Countries like Norway and Denmark, which once had the post of highest life expectancy in the world, no longer appear among the top.

It is often difficult to define these changes in positions among the developed countries as convergence of divergence. The Japanese example shows that it has not only caught up with other developed countries, but leapfrogged them. South Korea and Singapore have also left behind several countries. This is also valid for the trends observed in developing countries, for instance the crossover between life expectancy in some Latin American and Asian countries compared to Eastern European countries.

These examples show that one of the main complications to the study of convergence/divergence is the change in rankings between the units of analysis.

Subnational mortality divergence/ convergence in Latin America

There have been a few works trying to describe convergence and divergence processes within countries. Ezzati et al. (2008) document regional convergences and divergences across the United States counties. After years of reducing mortality inequality, there was a reversal of this trend between 1983 and 1999 since mortality stopped declining among the worst-off population groups. Bennett et al. (2015) find an increase in regional inequality in England and Wales. One of the mechanisms explaining this divergence is the effect of social policies in worsening economic inequalities, with consequences to health disparities. The authors claim that access to high-quality health is a key factor for limiting and reducing health inequalities, through both preventive and lifesaving acute treatments.

There have not been many comprehensive studies about internal mortality inequalities in middle-income countries, but the complexities of the transformations resulting from health transition in these countries reaffirms the need for this research agenda.

In Latin America, for example, mortality improvements have been reflecting advances in medical technology, progresses in health care systems and changes in lifestyles and living conditions of the populations (Palloni and Pinto-Aguirre, 2011). However, the population has a very heterogeneous health profile, which leads to the development of a peculiar epidemiologic polarization, not only between countries, but also within them in different geographic areas and among different social classes. These experiences are called "prolonged polarized model" (Frenk et al., 1991). The paradigmatic examples of this transition model are Brazil and Mexico. Polarization is associated with the concept of a double burden of infectious and chronic diseases, but the authors also emphasize the existence of a "protracted" period when these two kinds of diseases coexist, without a clear expectation of resolving the transition process, mostly due to the persistence of social and regional inequalities. Such inequalities reinforce the coexistence of the two stages as a result of subpopulations experiencing different stages of the transition, but these subpopulations themselves also suffer from both types of diseases – infectious and degenerative – at the same time.

Thus, understanding mortality convergence and divergence processes within Latin American countries requires acknowledging the coexistence of old and new problems: the emerging importance of chronic and degenerative diseases, while the burden of communicable diseases is still present.

Mortality from external causes have been also playing an important role in changing mortality patterns in the region.

The mechanisms that cause convergence and divergence in mortality require the study of mortality trends by sex, age and cause of deaths: decline in mortality from infectious and parasitic diseases tend to benefit children; the improvements in mortality from cardiovascular diseases benefit the adult and the elderly populations; mortality from external causes occurs mostly among young adult males.

Convergence in mortality driven by decline in infectious and parasitic diseases would depend on the ability of the least favored regions and social groups to benefit of the methods available to control these diseases, such as public health measures, immunization, use of antibiotics, and improvements in general socioeconomic conditions. It would also be related to the capacity of controlling emerging and re-emerging infectious diseases.

Mortality from external causes are likely to be associated to processes of mortality convergence and divergence in Latin America. The region is known for being one of the most violent places in the world, and this violence is extremely segregated within countries according to socioeconomic conditions and regions. Trends in mortality from homicides, and their differentials according to regions would depend, for example, on social economic conditions and policies addressing violence. The latter is, in turn, dependent on the design of federalisms in the countries, in which these policies can be independently designed at local levels or being more nationally centered. Road traffic accident is also an important cause of mortality in Latin America. In this case, policies to address road safety issues, such as road infrastructure and education campaigns and programs (Pérez-Salas, 2015) are particularly prone to equally affect the internal regions in a country.

Trends in regional inequalities in mortality will also depend on the ability of each region to incorporate the benefits of new technologies to treatment and, most importantly, to improve prevention, especially against cardiovascular diseases. Controlling risk factors of these diseases is also a key point to mortality from chronic and degenerative diseases.

The abovementioned examples show that mortality trends across regions are extremely complex processes, with no guarantee of convergence in mortality rates, as predicted by demographic and epidemiologic transition theories.

Convergence and Divergence in Fertility

Wilson (2013) argues that the majority of the world will soon have entered a phase of demographic development that can be termed "post-transitional", but not so many versions of demographic transition theory have taken a position on what comes next. In the case of fertility trends, many researchers and institutions have assumed that fertility will tend to the replacement level. The United Nations (UN), for instance, used this assumption of convergence in its projections for a long time[3], anticipating a homogeneous world in which almost all demographic variety would disappear. However, the assumption of long-term convergence to replacement-level fertility has little or no basis in either empirical evidence or in demonstrably relevant theory (Wilson, 2013). Dorius (2008) uses multiple measures for assessing the changing nature of intercountry fertility inequality for the post-war period and shows that the only definite statistical evidence for convergence is found after 1990.

Despite the disagreement concerning the causes of fertility change, the general consensus has been that, whatever the causes, the evolution of fertility includes three broad phases: a high-fertility pre-transition phase, the fertility transition itself, and a low-fertility post-transition phase. The last phase includes recovery from below-replacement fertility toward replacement fertility and oscillations around replacement-level fertility (Alkema et al., 2011). Fertility levels in this phase would never go back to pre-transitional levels though, but periods of convergence and divergence could happen temporarily if the regions are in different phases of their transition at the same time.

Growing evidences have shown that European countries are likely to be characterized by remarkable differences in fertility trends during the next decades rather than show a convergence in fertility patterns. "Divergent demographic destinies" will thus be a key aspect of the social, economic, social, cultural and policy environment in Europe, with profound implications. These patterns are related to the reversal in the well-established cross-sectional associations between fertility, related behaviors and development (Kohler and Anderson, 2016).

The abovementioned characteristics of the overall path through the fertility transition and the evidences of weakening the associations between fertility and other conditioning variables, complicate the analysis of convergence and divergence, suggesting contradictory interpretations.

3 In the last revisions of population projections, the UN adopted a Bayesian probabilistic method that no longer requires this assumption (Alkema et al., 2011).

The country ranking by period TFR in Europe, for instance, has changed significantly for the last 60 years. Just to give a few examples, Sweden, United Kingdom, Belgium and France, used to have the lowest fertility levels in Europe and are currently among the countries with the highest fertility rates. Poland, Republic of Moldova, Slovakia, and Portugal are examples of countries that showed the opposite trend and are currently among the European countries with the lowest TFR. These trends could be interpreted as convergence, since they show the laggards catching up with the pioneers. It could also be interpreted as divergence, as the difference in rates between countries increased, even changing in the sign. These examples of crossover are similar to those observed in mortality, but leapfrogging might not be the best term for fertility changes, since there is no clear association between fertility and development, whereas higher life expectancy is a desired goal as it means better health conditions.

Subnational fertility divergence/convergence in Latin America

Fertility patterns in Latin America have been extremely different from the transition observed in European countries. In addition to a more rapid fertility decline, phenomena such as the high levels among young women, with even increasing fertility and motherhood in this group in several countries, are some specificities to be considered. Despite the reversal of this trends in the last decade, high inequalities within countries remain (Rodríguez-Vignoli and Cavenaghi, 2014).

Regional convergence in fertility is present in diffusion theories of fertility, by which reproductive behaviors would spread across populations, being influenced by components of social interaction: social learning and social influence (Montgomery and Casterline, 1996). This would lead to a convergence process in fertility, reinforced by the cultural similarities within countries. On the other hand, the extreme socioeconomic inequalities within country in Latin America would lead to the persistence of differentials in fertility. Differences in the educational level, a commonly used predictor of fertility, would play an important role in maintaining these differentials.

Measuring Convergence and Divergence in Demography

Choosing the mortality and fertility indicators to be compared is the first issue to be addressed in order to measure inequalities in the demographic components.

The most used measure to represent overall mortality levels is the life expectancy at birth (e_0). This summary indicator hides, however, important patterns by age. A convergence in e_0 across regions can be driven, for example, by a convergence in infant mortality concomitantly with a divergence in adult mortality.

In this sense, the analysis of mortality by age is recommended, using Age Specific Death Rates (ASDR), or at least separating infant from adult mortality, analyzing indicators such as the infant (${}_1q_0$) or child mortality rates (${}_5q_0$) and the life expectancy at age 10 (e_{10}). The rationale for separating these two groups is also due to the fact that the determinants of mortality change varies considerably across ages.

Changes in the ASDR are not linear with changes in life expectancy though – see Keyfitz and Caswell (2005) for a discussion about this relationship. The differential in e0 between two populations are significantly affected by differences in the age pattern of mortality and could even widen when the differences in age-specific death rates decrease (Glei and Horiuchi, 2007; Pollard, 1982).

The Total Fertility Rate (TFR) is by far the most used fertility indicator, giving a good picture of period fertility. Age Specific Fertility Rates (ASFR), cohort measures, such as CFR, and decomposition of changes in period fertility rates into tempo and quantum variations are additional measures that might help understanding fertility variations. Some authors have also highlighted the relevance of studying adolescent fertility separately, particularly in Latin America, due to its social implications and the special trends in rates for this age group – see, for instance, Di Cesare (2007) and Rodríguez (2011). The analysis of convergence presented in this paper could be also applied for this specific measures, but the results presented here will only illustrate the use of the TFR, in order to address solely the hypothesis of convergence in overall fertility.

In order to assess convergence or divergence in mortality and fertility indicators, measures of statistical dispersion should be used. The most common examples are the range *(Max – Min)*, Inter-Quartile Range *(Q_3 – Q_1)* and population standard deviation

$$\left(SD = \sqrt{\frac{\sum(x-\mu)^2}{N}}\right).$$

The Inter-Quartile Range (IQR) has the advantage of being robust, meaning that it is not influenced by outliers. All of these measures have the same unit of the indicators being measured. These statistics are useful to compare indicators in absolute rather than relative perspective, which seems to be the most adequate strategy for assessing convergence in life expectancies, for instance e_0 and e_{10}.

Measures of relative dispersion are dimensionless and cannot be interpreted in terms of the units of the indicator under analysis, *e.g.* TFR and e_0. These measures should be used when the relative differences are more meaningful than the absolute ones. Some examples are the Coefficient of Quartile Deviation

$$\left(\frac{Q_3-Q_1}{Q_3+Q_1}\right)$$

and the Coefficient of variation

$$\left(\frac{SD}{\mu}\right).$$

The latter might be useful for measuring convergence and divergence in the ASDR and TFR. In the case of fertility, a difference of 0.5 children is thought to be less important in the pre-transitional period, when TFR is, for instance, around 6 children per woman, than when fertility is close to the replacement level (Dorius, 2008; Kohler, Billari, and Ortega, 2002). Using absolute variation to compare fertility rates is likely to misleadingly confirm the hypotheses of convergence, as shown in a study arguing that countries with high fertility rates in 1978 experienced larger declines in fertility between 1978 and 1998 than countries with lower fertility rates in 1978 (Herbertsson, Orszag, and Orszag, 2001).

The reduction in the disparities across regions, indicated by the measures of statistical dispersion, would lead to what is called σ-convergence. If the preferred indicator is the Standard Deviation (SD), for instance, the σ-convergence is given by the difference in the SD between the two years under analysis, divided by the time lapse between the two years:

$$(SD_{t_1} - SD_{t_0})/t.$$

Another concept, often used to measure inequality trends in income across countries (Sala-i-Martin 1996), is the β-convergence, which occurs when there is a negative relation between the growth rate of the indicator measured and the initial level. Differently from the σ-convergence, which

would mean a decline in the disparity across region, β-convergence is a measure of the rate of change and it is given by:

$$ln\left({Y_{i,t_1}}/{Y_{i,t_0}}\right)/t = \alpha + \beta ln(Y_{i,t_0}) + \varepsilon_i$$

where is the indicator to be measured for region *i* and time *t* and is the convergence coefficient. A negative sign on the convergence coefficient indicates that lagging countries are catching up with leading countries (β-convergence), while a positive coefficient indicates laggards are falling farther behind (β-divergence) (Dorius, 2008).

This formulation is useful when the main interest is on the relative change. The formula can be adapted to measure β-convergence in absolute terms, for instance for life expectancy, by changing the left-hand side of the formula to

$$(Y_{i,t_1} - Y_{i,t_0})/t.$$

The use of the logarithm is also not necessary on the right-hand side of the formula.

There has been some criticism in the economic literature about the use of β-convergence (Quah 1993) and it is now largely recognized that β-convergence is a necessary but not sufficient condition for σ-convergence. Sala-i-Martin (1996) sustains that both measures are interesting and should be analyzed empirically, giving some examples where β-convergence should be analyzed even in the absence of σ-convergence.

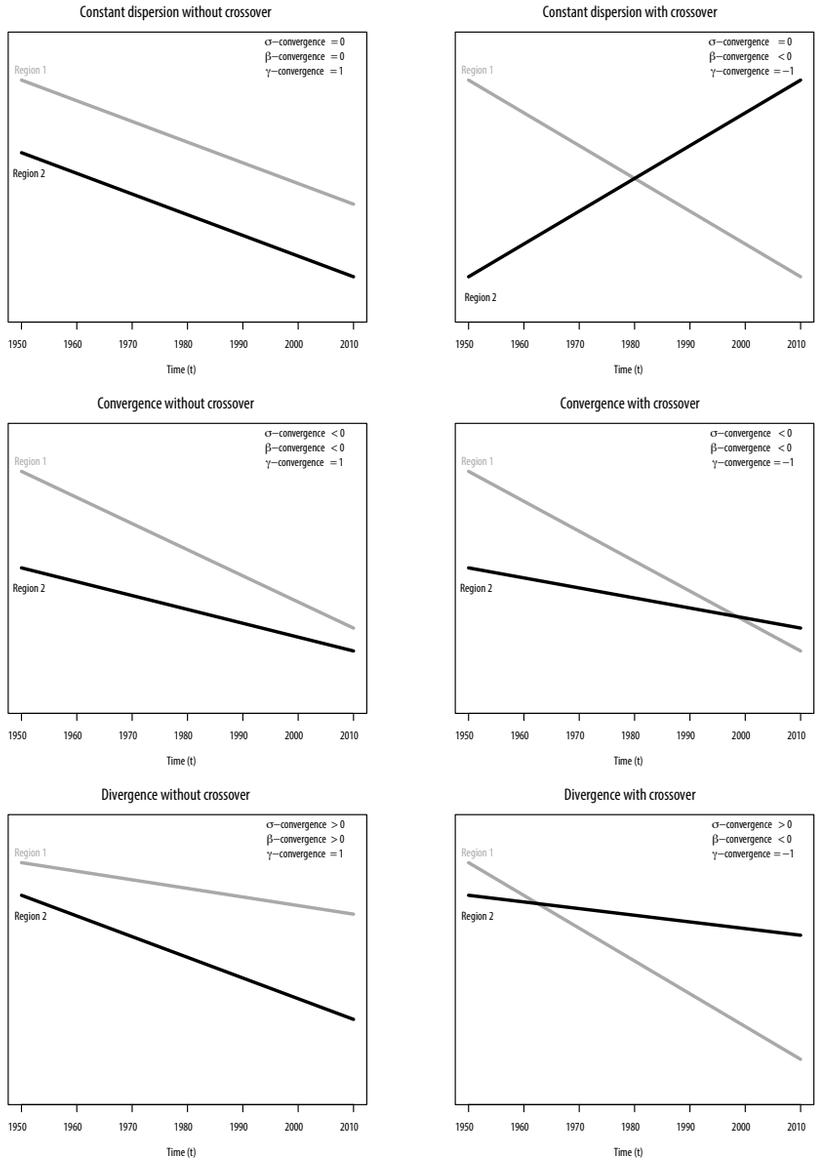
Inkeles (1998) points out that much of the difficulty of dealing with the issue of convergence is to distinguish precisely different elements of extremely complex societies, which may change at different speeds or even move in opposite directions. He also argues that convergence and divergence can assume different forms. For instance, in addition to simple movements from diversity to uniformity and from uniformity to diversity, there could be convergence with crossover, where lines first meet and then start to diverge.

In order to account for the criticisms about the β-convergence, particularly the possibilities of crossover, some authors have proposed the use of a measure which captures the change in rankings, sometimes called γ-convergence (Boyle and McCarthy, 1997). This measure helps the interpretation of σ and β-convergence. It has been mostly applied to test convergence in income levels and has not been used to mortality and fertility indicators. However, given changes in the ordinal ranking of countries in these variables described in the previous sections, this might be useful for these contexts. Slightly different from the original proposition, this paper adopts the Kendall tau-b coefficient. This indicator ranges from -1 to 1.

Results equal to 1 indicate that the rank position is the same in the two years analyzed, whereas -1 indicates that the ranking at time *t* is the exactly the opposite as the rank at time *o*.

All the indicators described in this section could, then, be used identically six different patterns of convergence/divergence: constant dispersion, convergence and divergence, which, in turn, can be classified as trend with crossover or without crossover. Figure 1 illustrates these patterns with a two-region example, showing the convergence indicators that lead to each of these arrangements. Constant dispersion without crossover refer to a parallel change with no σ or β-convergence and no changes in the ranking of the regions across time (γ-convergence = 1). Constant dispersion with crossover happen when there is no σ-convergence (the statistical measure of dispersion shows no temporal variation), but there is β-divergence. This apparent contradiction can be explained by the changes in the position of the regions (γ-convergence = -1). Convergence (with and without crossover) is expressed by both σ and β-convergence, whereas divergence without crossover has σ and β-divergence and divergence with crossover is expressed by σ-divergence and β-convergence.

Figure 1
Illustration of different patterns of convergence/divergence over time and convergence indicators



Source: simulated data

Results

This section shows a study case for Brazil, presenting divergence and convergence processes in mortality and fertility across Units of Federation (UF), and the implications for subnational population projections.

Fertility divergence/convergence in Brazilian states

Table 1 depicts the summary indicators and measures of dispersion of the Total Fertility Rates for the 27 Brazilian UF from 1940 to 2010. The Brazilian fertility started to decline in the 1960s, but in 1940 there was already an important dispersion among the Brazilian states, with some states presenting fertility of more than 8 children per woman, while the fertility transition had already started in the more developed states in the South and Southeast regions: TFT of about 4 children per woman.

Table 1
Brazilian Federation Units, 1940-2010: Summary statistics and measures of dispersion – Total Fertility Rate

Indicator	1940	1950	1960	1970	1980	1991	2000	2010
Summary Statistics								
Minimum	4.41	4.38	4.53	3.80	2.94	2.09	2.00	1.65
1st quartile	6.59	6.86	6.83	6.29	4.29	2.64	2.22	1.75
Median	6.75	7.39	7.33	7.48	6.00	3.47	2.58	1.96
3st quartile	7.60	8.06	7.98	7.86	6.43	3.95	3.03	2.20
Maximum	8.71	9.68	10.40	9.90	6.97	4.90	3.88	2.81
Average	6.90	7.29	7.42	7.09	5.34	3.41	2.68	2.03
Measures of dispersion								
Range	4.30	5.30	5.87	6.10	4.03	2.81	1.87	1.17
IQR	1.01	1.21	1.14	1.57	2.13	1.31	0.81	0.46
St Dev	1.07	1.21	1.35	1.50	1.30	0.83	0.52	0.34
CQD	0.07	0.08	0.08	0.11	0.20	0.20	0.15	0.12
CV	0.15	0.17	0.18	0.21	0.24	0.24	0.19	0.17

Source: IBGE

All the measures of dispersion show a broadly similar shape, with an increase in the dispersion when the more developed regions presented fertility decline, while many states remained with high fertility. In the

last decades, fertility has also declined sharply in the less developed states, reducing the disparity across states. The two dimensionless indicators, Coefficient of Quartile Deviation (CQD) and the Coefficient of Variation (CV), show a similar trend, reaching the maximum dispersion in 1980 and 1991 and sharp reduction in 2000 and 2010.

The comparison between the years 1950 and 2010 illustrate how the use of measures of absolute and relative dispersion can lead to different interpretations. The Coefficient of Variation in 2010, for instance, is the same as the one of 1950, although the absolute measures of dispersion declined significantly in this period. This means that the relative difference in fertility between Brazilian states in 2010 is the same as that in 1950, although the absolute difference is lower due to the lower fertility levels.

Table 2 shows the three measures of convergence: σ-convergence, β-convergence and γ-convergence. The decennial β-convergence indicator shows that fertility decline among states which started their fertility transition earlier was more rapid than among the leading states until 1980. During the 1980s, 1990s and 2000s, the negative signs on the β-convergence coefficient indicate that the lagging states were catching up with leading states (converging). Coefficients closer to zero for the period 2010/2000 show that convergence in this decade was slower than in the previous intercensal period. A negative sign for the period 2010/1950 indicates that the states with higher fertility levels in 1950 had a more rapid fertility decline than the states that had already lower fertility rates. This is an interesting example of β-convergence without σ-convergence. The g-convergence indicator for this period (0.43) confirms that the β-convergence was largely due to crossover between states. The fertility changes in Brazilian states between 1950 and 2010 can be thus classified as constant dispersion with crossover, though different patterns emerge in every decennial interval. The γ-convergence for the other decennial periods show figures much closer to the unity, indicating just small chances in rankings.

The main question regarding population projections is whether fertility among states will maintain the convergence process observed in the last three decades or a new process of divergence will appear when recovering start to take place in same states. Crossovers are also likely to happen, although the official population projections assume regional convergences but with persistent differences between regions, reproducing the ranking observed in 2000 and 2010 (Campos and Borges, 2015).

Table 2

Brazilian Federation Units, 1940-2010: σ-convergence, β-convergence and γ-convergence – Total Fertility Rate

Indicator	1950/1940	1960/1950	1970/1960	1980/1970	1991/1980	2000/1991	2010/2000	2010/1950
σ-convergence	0.001	0.002	0.003	0.003	-0.000	-0.005	-0.003	0.000
β-convergence	0.006	0.003	0.016	0.003	-0.010	-0.030	-0.019	-0.008
γ-convergence	0.78	0.83	0.73	0.68	0.85	0.86	0.81	0.43

Source: IBGE

Mortality convergence/divergence in Brazilian states

Life expectancy has increased substantially in Brazil since the 1930s, presenting more rapid improvements than those observed in the European countries when they had the same mortality levels. However, there have been persistent regional inequalities, even though the long-term trends show reducing differences. In the 1930s, life expectancy in the South Region was around 50 years, 15 years higher than the figure observed in the Northeast Region. Despite the long-term convergence trend, mortality decline has happened unequally in all Brazilian regions. From 1940 to 1960, the difference between the life expectancies in Southeast and Northeast Regions increased from 11.2 to 13.2 for males and from 7.5 to 9.8 years for females. This difference reduced significantly after 1960, but a new divergence emerged for males in the last period of analysis, when the difference in life expectancies increased from 3.4 to 4.9 years (Borges, 2017).

A convergence process in adult mortality, measured by e_{10}, happened from 1980 to 2000, which is shown by the narrowing difference between the life expectancies in the less developed regions (North and Northeast) and the more developed regions (South and Southeast). In the last decade, however, there was a divergence in adult mortality, much clearer for males than for females: the difference in e_{10} between the Southeast and Northeast regions increased from 0.6 to 4.1 years between 2000 and 2010. These trends show that the idea of convergence implicit in the demographic and epidemiologic transition theories might not apply to the Brazilian case. Despite some long-term trends showing reducing regional inequalities, there have been some periods of divergence in life expectancy at different ages. The health transition itself does not lead to a reduction in inequalities, which

will be more dependent on policies that focus on the least favored regions and social groups, or on rapid transmission of improvements in health and wellbeing throughout society (Borges, 2017).

Table 3 shows the summary indicators and measures of dispersion of the child mortality rates and life expectancies at age 10 for males and females for the 27 Brazilian Federation Units from 1980 to 2010. Differently from the fertility indicator, the mortality series analyzed in this paper starts in 1980, which is the first years for which life tables using vital registration data is available.

Table 3

Brazilian Federation Units, 1980-2010: Summary statistics and measures of dispersion – child mortality (${}_5q_0$), life expectancy at age 10 (e_{10}) for males and females

Indicator	Summary Statistics											
	${}_5q_0$ – both sexes				e_{10} – male				e_{10} – female			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
Minimum	0.040	0.025	0.018	0.013	51.90	54.80	54.50	57.10	56.49	60.20	60.84	64.13
1st quartile	0.064	0.038	0.027	0.017	53.40	56.70	57.30	59.30	58.38	62.43	63.95	66.59
Median	0.075	0.050	0.035	0.023	54.70	57.60	58.60	60.60	59.30	64.33	65.43	67.94
3st quartile	0.103	0.086	0.049	0.026	56.20	58.70	59.80	62.60	61.51	65.07	66.67	69.66
Maximum	0.155	0.137	0.086	0.033	57.90	59.90	61.50	64.70	64.21	67.05	67.60	71.36
Average	0.087	0.062	0.039	0.022	54.90	57.60	58.50	60.90	59.95	63.89	65.27	68.04
Indicator	Measures of dispersion											
	${}_5q_0$ – both sexes				e_{10} – male				e_{10} – female			
	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010	1980	1991	2000	2010
Range	0.115	0.112	0.068	0.020	5.955	5.109	7.076	7.570	7.719	6.851	6.764	7.230
IQR	0.039	0.048	0.022	0.009	2.724	1.972	2.465	3.353	3.122	2.638	2.720	3.075
St Dev	0.032	0.029	0.017	0.006	1.812	1.281	1.646	2.116	2.193	1.885	1.741	1.961
CQD	0.236	0.385	0.286	0.208	0.025	0.017	0.021	0.028	0.026	0.021	0.021	0.023
CV	0.372	0.467	0.432	0.259	0.033	0.022	0.028	0.035	0.037	0.030	0.027	0.029

Source: IBGE

Child mortality has declined consistently during this period. The first decade analyzed here was a period of increasing discrepancies between states. The CV increased from 0.372 to 0.467, leading to an annual σ-convergence of 0.009 (Table 4). The following two decades were periods of reduction in the differences between states, in both absolute and relative

term, though the period 2000/2010 was the period that presented the most impressive improvements.

Contrarily to child mortality, the indicator of adult mortality (e_{10}) showed first a period of convergence (from 1980 to 1991) and then a period of divergence (from 1991 to 2010), more pronounced for males.

The β-convergence indicator for child mortality confirms the first period of divergence followed by two periods of convergence. The γ-convergence indicator shows that, in addition to strong σ-convergence, the last period experienced important changes in the ranking of the states.

There have been much more changes in rankings in the measure of adult mortality, particularly among males. The years between 1991 and 2000, for instance are characterized by σ-divergence and β-convergence and could be classified as a period of *divergence with crossover*.

Table 4

Brazilian Federation Units, 1980-2010: β-convergence and γ-convergence – child mortality (${}_5q_0$), life expectancy at age 10 (e_{10}) for males and females

Indicator	${}_5q_0$ – both sexes			e_{10} – male			e_{10} – female		
	1991/ 1980	2000/ 1991	2010/ 2000	1991/ 1980	2000/ 1991	2010/ 2000	1991/ 1980	2000/ 1991	2010/ 2000
σ-convergence	0.009	-0.004	-0.017	-0.048	0.041	0.047	-0.028	-0.016	0.022
β-convergence	0.019	-0.010	-0.046	-0.055	-0.021	-0.017	-0.036	-0.037	0.004
γ-convergence	0.82	0.87	0.61	0.42	0.49	0.52	0.55	0.58	0.77

Source: IBGE

Conclusions

This paper has discussed the hypothesis of convergence and divergence in the demographic components, more specifically fertility and mortality, by proposing a set of indicators to measure these trends and regional variations. It has been argued that the debate about the existing demographic theories about convergence, combined with statistical indicators to assess the existence of this hypothesis is essential for understanding demographic changes in Latin American, particularly the differences at the subnational level.

The application of these analyses to Brazilian data has shown that the idea of convergence in demographic vital rates, as largely used in population projections and predicted by the demographic and epidemiologic

transition, is insufficient to explain demographic variations across regions over time. In fact, the existence of converge and divergence depends on the indicator used to measure these trends and, most importantly, the temporal perspective and unit of analysis.

These contradictions to the classical demographic formulations are particularly important for the Latin American context, where persistent socioeconomic inequalities have affected differently the health conditions and reproductive behavior of the different population groups.

Mortality trends across regions, for example, are extremely complex processes, and the existence of divergence or convergence would depend essentially on the socioeconomic inequalities which affect the capacity of each region to combat infectious and parasitic diseases and to implement improvements in mortality from non-communicable diseases, including controlling risk factors. The changes in regional variation has been also largely due mortality from external causes.

This paper has shown that periods of divergence also alternate with period of convergence in fertility. The overall path through the fertility transition and the evidences of weakening the associations between fertility and other conditioning variables indicate these patterns are likely to remain in the future, contrarily to the converging single-path predicted by the demographic transition.

This article has also highlighted that the terms convergence and divergence fail to fully capture all the trends and regional variations. Demographic changes do not occur smoothly over time and processes involving changes ranking has to be taken into account as well.

Understanding the distinct historical processes of mortality and fertility convergence and divergence in different geographic and temporal contexts shed light on the possible future trends in the demographic components. This brings important contributions to the assessment of the underlying hypothesis in the population projections. Although these hypotheses of convergence have been proved inappropriate in most cases, there has not been many technical approaches to incorporate these issues in population projections and future works should focus on methods that do not necessarily require the assumption of convergence.

References

Alkema, L., Raftery, A. E., Gerland, P., Clark, S. J., Pelletier, F., Buettner, T., and Heilig, G. K. (2011), "Probabilistic Projections of the Total Fertility Rate for All Countries", in *Demography*, Vol. 48, Nº 3, p. 815–839.

Bennett, J. E., Li, G., Foreman, K., Best, N., Kontis, V., Pearson, C., Hambly, P., and Ezzati, M. (2015), "The future of life expectancy and life expectancy inequalities in England and Wales: Bayesian spatiotemporal forecasting", in *Lancet*, London, Vol. 386, Nº 9989, p. 163–170.

Borges, G.M. (2017), "Health transition in Brazil – regional variations and convergence/divergence in mortality", in *Cadernos de Saúde Pública*, Vol. 33, No 8.

Boyle, G. E., and McCarthy, T. G. (1997), "A Simple Measure of β-Convergence", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 59, Nº 2, p. 257–264.

Burlamaqui, L., and Kattel, R. (2016), "Development as leapfrogging, not convergence, not catch-up: towards Schumpeterian theories of finance and development", in *Review of Political Economy*, Vol. 28, Nº 2, p. 270–288.

Campos, M., and Borges, G.M. (2015), "Projeção de níveis e padrões de fecundidade no Brasil", in Ervatti, L.R., Borges, G.M., and Jardim, A.P. (orgs.), *Mudança demográfica no Brasil no início do século xxi: subsídios para as projeções da população*, Rio de Janeiro: ibge.

Coale, A. J. (1986), "The decline of fertility in Europe since the eighteenth century as a chapter in demographic history", in Coale, A. J., and Watkins, S.C. (eds.), *The decline of Fertility in Europe*, Princeton: Princeton University Press.

Coleman, D. A. (2002), "Populations of the industrial world - a convergent demographic community?", in *International Journal of Population Geography*, Vol. 8, Nº 5, p. 319–344.

Davis, K. (1963), "The Theory of Change and Response in Modern Demographic History", in *Population Index*, Vol. 29, Nº4, p. 345–366.

De Ferranti, D. M., Perry, G. E., Ferreira, F. H., and Walton, M. (2004), "Inequality in Latin America: Breaking with History?", in *World Bank Latin American and Caribbean Studies*, Washington, DC: World Bank.

Di Cesare, M. (2007), "Patrones emergentes en la fecundidad y la salud reproductiva y sus vínculos con la pobreza en América Latina y el Caribe", in *Serie Población y Desarrollo*, Santiago de Chile: Celade, Vol. 72.

Dorius, S. F. (2008), "Global Demographic Convergence? A Reconsideration of Changing Intercountry Inequality in Fertility", in *Population and Development Review*, Vol. 34, Nº 3, p. 519–537.

Ervatti, L.R., Borges, G. M., and Jardim, A.P. (orgs.) (2015), *Mudança Demográfica no Brasil no Início do Século xxi: Subsídios para as projeções da população*. Rio de Janeiro: ibge, Vol. 3.

Ezzati, M., Friedman, A. B., Kulkarni, S. C., and Murray, C. J. L. (2008), "The Reversal of Fortunes: Trends in County Mortality and Cross-County Mortality Disparities in the United States", in *PLOS Med*, Vol. 5, Nº 4, p. 557-568.

Frenk, J., Bobadilla, J. L., Stern, C., Frejka, T., and Lozano, R. (1991), "Elements for a theory of the health transition", in *Health Transition Review*, Vol. 1, Nº1, p. 21–38.

Glei, D. A., and Horiuchi, S. (2007), "The narrowing sex differential in life expectancy in high-income populations: Effects of differences in the age pattern of mortality", in *Population Studies*, Vol. 61, Nº 2, p. 141–159.

Herbertsson, T. T., Orszag, P. R., and Orszag, J. M. (2001), "Population dynamics and convergence in fertility rates", in *IoES Working Paper*, Nº W99:12.

Horiuchi, S. (1999), "Epidemiological transitions in human history", in *Health and Mortality: Issues of Global Concern*, New York: United Nations, p. 54-71.

Inkeles, A. (1998), *One world emerging? Convergence and divergence in industrial societies*, Boulder: Westview Press.

Johnson-Hanks, J. (2008), "Demographic transitions and modernity", in *Annual review of anthropology*, Vol. 37, p. 301-15.

Keyfitz, N., and Caswell, H. (2005), *Applied mathematical demography*, New York: Springer-Verlag, Vol. 47.

Kirk, D. (1996), "Demographic Transition Theory", in *Population Studies*, Vol. 50, Nº 3, p. 361–387.

Kohler, H.-P., and Anderson, T. (2016), "Divergent Demographic Destinies", Paper Presented at the 2016 Population Association of America Annual Meeting, Washington, D. C., April 27 – 29, 2017.

Kohler, H.-P., Billari, F. C., and Ortega, J. A. (2002), "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s, in *Population and Development Review*, Vol. 28, Nº 4, p. 641–680.

Montgomery, M. R., and Casterline, J. B. (1996), "Social Learning, Social Influence, and New Models of Fertility", in *Population and Development Review*, Vol. 22, p. 151–175.

Notestein, F. W. (1945), "Population: the long view", in Schultz, T.W. (ed.), *Food for the world*, Chicago: University of Chicago Press.

Oeppen, J., and Vaupel, J. W. (2002), "Broken limits to life expectancy", in *Science*, Vol. 296, Nº 5570, p. 1029–1031.

Olshansky, S. J., and Ault, A. B. (1986), "The Fourth Stage of the Epidemiologic Transition: The Age of Delayed Degenerative Diseases", in *The Milbank Quarterly*, Vol. 64, Nº 3, p. 355–391.

Omran, A. R. (1971), "The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change", in *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol. 49, Nº 4, p. 509–538.

Palloni, A., and Pinto-Aguirre, G. (2011), "Adult Mortality in Latin America and the Caribbean", in Rogers, R. G., and Crimmins E. M. (eds.), *International Handbook of Adult Mortality*. New York, NY: Springer, Vol. 2.

Patarra, N. (1994), "Transição demográfica: novas evidências, velhos desafios", *Revista Brasileira de Estudos de População*, Vol. 11, Nº 1, p. 27–40.

Patarra, N. L. (1973), "Transición Demográfica: ¿resumen histórico o teoría de población?", in *Demografía y economía*, Vol. 7, Nº 1, p. 86-95.

Patarra, N., and Ferreira, C. E. C. (1986), "Repensando a transição demográfica: formulações, críticas e perspectivas de análise", in *Textos NEPO*, Campinas: Núcleo de Estudos de População, Universidade Estadual de Campinas, Vol. 10.

Pérez-Salas, G. (2015), "Performance of Latin America and the Caribbean during the first years of the Decade of Action for Road Safety", in *FAL Bulletin*, Issue Nº 342, N° 6.

Pollard, J. H. (1982), "The expectation of life and its relationship to mortality", in *Journal of the Institute of Actuaries*, Vol. 109, Nº2, p. 225–240.

Preston, S. H. (1975), "The Changing Relation between Mortality and level of Economic Development", in *Population Studies*, Vol. 29, Nº 2, p. 231–248.

Quah, D. (1993), "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", in *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, Nº 4, p. 427–443.

Rodríguez, J. (2001), "Vulnerabilidad demográfica en América Latina: ¿qué hay de nuevo?", Document presented at the International Seminar "Las Diferentes Expresiones de la Vulnerabilidad Social en América Latina y el Caribe", Santiago de Chile, June 20–21.

Rodríguez, J. (2011), "High adolescent fertility in the context of declining fertility in Latin America", Document presented at the United Nation Expert Group of Meeting on Adolescents, Youth, and Development, New York, July 21-22.

Rodríguez-Vignoli, J., and Cavenaghi, S. (2014), "Adolescent and youth fertility and social inequality in Latin America and the Caribbean: what role has education played?", in *Genus*, Vol. 70, Nº 1, p. 1-25.

Sala-i-Martin, X. X. (1996), "Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence", in *European Economic Review*, Vol. 40, Nº 6, p. 1325–1352.

Thompson, W. S. (1928), "Population", in *American Journal of Sociology*, Vol. 34, Nº 1, p. 3–15.

United Nations (2015), *World Population Prospects: The 2015 Revision, Methodology of the United Nations Population Estimates and Projections*, Working paper Nº 242, New York: Department of Economic and Social Affairs - Population Division.

Vallin, J., and Meslé, F. (2004), "Convergences and divergences in mortality. A new approach to health transition", in *Demographic Research*, Vol. 2, Nº 2, p. 10–43.

Van De Kaa, D. J. (1987), "Europe's second demographic transition", in *Population Bulletin*, Vol. 42, Nº 1, p. 1–59.

Wilson, C. (2013), "Thinking about post-transitional demographic regimes: A reflection", in *Demographic Research*, Vol. 28, p. 1373–1388.

Wood, C. H., and Carvalho, J. A. M. (1988), *The demography of inequality in Brazil.* Cambridge: Cambridge University Press.

Descenso de la Razón Niño/Mujer en unidades subnacionales en Latinoamérica: señales de convergencia

Gilbert Brenes-Camacho[1]

1 Centro Centroamericano de Población (CCP) y Escuela de Estadística, de la Universidad de Costa Rica (UCR), <gbrenes@ccp.ucr.ac.cr>

Resumen

La mayoría de los países latinoamericanos se encuentran en etapas avanzadas de la transición demográfica, con bajos niveles de fecundidad y mortalidad. No obstante, la construcción desigual de los Estados Naciones en el subcontinente, que provocan desigualdades en el acceso a servicios básicos, permite suponer que pueden existir diferencias en los niveles de fecundidad entre Divisiones Administrativas Mayores (DAM). Se utilizan los datos censales recopilados por el proyecto de Demografía Subnacional para analizar si existen desigualdades persistentes entre DAM en los niveles, o si está ocurriendo un proceso de convergencia. Se usa la Razón Niño-Mujer como indicador de fecundidad, y la desviación estándar y el coeficiente de variación como medidas de convergencia. Se explora también la hipótesis de que las DAM fronterizas son más similares a sus DAM vecinas del otro país que a las DAM en las cuales están situadas las principales ciudades (capitales y ciudades más populosas).

Palabras Claves: Convergencia. Razón Niño-Mujer. Fecundidad. División Administrativa Mayor

Abstract

Decline of the Child-Woman Ratio in subnational units in Latin America: Signals of convergence
Most Latin American countries are in advanced stages of the Demographic transition, with low levels of mortality and fertility. Nonetheless, the unequal construction of National States in the subcontinent, that cause inequalities in the access to basic services, lead to the assumption that there might be differences in fertility levels across Major Administrative Divisions (DAM, in Spanish). I use census data organized by the Subnational Demography Project to analyze whether there are persistent inequalities across DAM in fertility levels, or whether there is a convergence process. I use the Child-Woman Ratio as a fertility indicator, and the standard deviation and variation coefficient as convergence measures. I also explore the hypothesis that DAM located in national borders are more similar to their neighboring DAM in other countries than to DAM located near the main cities (capitals and most populated cities).

Key Words: Convergence. Child-Woman Ratio. Fertility. Major Administrative Division.

Introducción

Durante buena parte del siglo XX, la mayoría de los países latinoamericanos se encontraban en etapas tempranas de la transición demográfica caracterizadas por altos niveles de natalidad y mortalidad; las excepciones eran los países del Cono Sur y Cuba. Sin embargo, a finales de dicha centuria, muchos países del subcontinente ya tenían niveles bajos de fecundidad; en la actualidad, se estima que 7 países (Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, El Salvador y Uruguay) llegaron a tasas por debajo del nivel de reemplazo (CEPAL, 2015).

La región también se caracteriza por tener países con alto nivel de desigualdad en el ingreso (Gasparini y Gluzmann, 2012). Dicha desigualdad puede conllevar desigualdad en indicadores demográficos entre subgrupos poblacionales porque los diferenciales socio-económicos se pueden traducir en inequidades en el acceso a servicios básicos como: planificación familiar, atención prenatal, servicios primarios de salud e, inclusive, empleo.

A partir de los censos de población, se planea calcular las Razones Niño/Mujer para cada División Administrativa Mayor (DAM). Las DAM son la subunidad geográfica de mayor tamaño en la que se divide cada país. Se analizará si existe algún grado de convergencia en los niveles de fecundidad entre DAM. Además, se piensa explorar las similitudes entre unidades geográficas fronterizas transnacionales, bajo la hipótesis de que las fronteras latinoamericanas guardan similitudes entre sí y disimilitudes con respecto de las capitales.

Revisión de la literatura

La Teoría de la Transición Demográfica (Notestein, 1945) contiene implícita la noción de convergencia en los niveles de mortalidad y fecundidad. Al estar basada en la Teorías Socio-económicas de la Modernización (Hernández, 2008), esta sugiere que las sociedades humanas transitan desde etapas caracterizadas por niveles altos de mortalidad y fecundidad a etapas con baja mortalidad y fecundidad, asemejándose a transiciones desde contextos de bajo desarrollo económico y social asociados a los contextos rurales, hacia estructuras con mayor desarrollo e industrialización, generalmente ligados con los procesos de urbanización. El debate tradicional sobre la Transición Demográfica se centra en los mecanismos causales que llevan a la baja de la fecundidad. Para algunos autores, el agente racional decide restringir la cantidad de hijos cuando su costo es alto: en

sociedades pre-industriales el costo de procrear no es tan alto por la alta mortalidad infantil y la participación económica de los menores de edad (Davis y Blake, 1956); en sociedades industriales "modernas", el costo de los hijos crece pues hay menor mortalidad infantil y los hogares invierten en la educación de los hijos (Becker y Lewis, 1974). Para otros autores, el cuerpo de normas, creencias y prácticas culturales son más importantes en explicar el número deseado de hijos (Van de Walle y Knodel, 1980). En otros casos, se resalta la importancia de las dinámicas familiares –determinadas por necesidades económicas y prácticas culturales– en las decisiones reproductivas (Caldwell, 1976). Adicionalmente, la transferencia de información entre mujeres acerca de los beneficios de una fecundidad baja y el uso de métodos anticonceptivos, indiferentemente de su costo, es el punto central de la hipótesis de la difusión de innovación como mecanismo preponderante en la baja de la natalidad (Rosero-Bixby y Casterline, 1994). La mayoría de estas líneas explicativas surgieron para explicar las diferencias en magnitud y cronología de la transición de la fecundidad en los países industrializados. Sin embargo, la evidencia empírica ha demostrado que no existe una explicación única para esta transición (Mason, 1997).

Independientemente de este debate, los autores coinciden en la dirección del proceso: el descenso en la fecundidad. Por consiguiente, se esperaría que, también a lo interno de los países, las poblaciones localizadas en las distintas subdivisiones político-administrativas lleguen a ser más similares entre sí en sus características demográficas: en otras palabras, un proceso de convergencia. Los análisis de convergencia en la fecundidad se han centrado más en la comparación entre países. Dorius (2008) y Strulik y Vollmer (2015) han analizado la convergencia en los niveles de fecundidad entre países a nivel global. Ambos análisis encuentran que el proceso de convergencia no es tan patentemente observable como lo sugiere la teoría. Para Dorius (2008), la convergencia se empieza a delinear claramente a partir de 1995, a pesar de que el declive de la fecundidad comenzó en la mayoría de los países desde mediados del siglo xx. Para Strulik y Vollmer (2015), los procesos de convergencia o divergencia están diferenciados según los niveles medios de la fecundidad. Entre los países clasificados dentro del régimen de baja fecundidad, la convergencia se observa, pero para los países caracterizados por un régimen de alta fecundidad, la convergencia no es clara. No obstante, Strulik y Vollmer (2015) muestran que una proporción importante de los países (entre ellos, la mayoría de los latinoamericanos) "migraron" del régimen alto al régimen bajo. Ellos concluyen que estos dos regímenes (o distribución de "dos picos") implican que hay umbrales a partir de los cuales los países empiezan una tendencia decreciente en la fecundidad. Según Farina y Ortensi (2011), la disminución más clara de las tasas de

fecundidad se da en aquellos países en los que ha sido más efectivas las políticas de población —sobre todo, las políticas de planificación familiar—.

En los análisis subnacionales, se encuentran procesos similares en los que la convergencia se empieza a delinear claramente a partir de cierta fecha relativamente reciente. Arokiasamy y Goli (2012) explican que la fecundidad en los estados de la India tienden a converger en forma clara a partir de la década de los noventas (hallazgo sorprendentemente similar al reportado por Dorius, 2008, en el nivel de países). Además, la variabilidad es menor a lo interno de regiones que agrupan varios estados. Este proceso geográfico también lo describen Pandit y Bagchi-sen (1993) en los EE.UU. cuando analizan la Tasa Global de Fecundidad por estados después del *baby boom*. Los descensos fueron más rápidos en el Este y el Sur que en el Oeste, sugiriendo que los procesos de convergencia tampoco se observan claramente a lo interno de países en etapas avanzadas en la Transición Demográfica, cuando el inicio del descenso ocurre en momentos distintos. Los inicios distintos de la Transición Demográfica podrían significar entonces una divergencia temporal.

En América Latina específicamente, usando datos de encuestas, Chackiel y Schkolnik (2003) observan que la convergencia en la fecundidad entre grupos socio-económicos —por ejemplo, según niveles de escolaridad de la madre— es menor en países menos avanzados en la Transición Demográfica, pues era más lento el descenso en la fecundidad entre las mujeres con desventajas socio-económicas de estos países. Usando el concepto de poblaciones rezagadas de estos autores, González, Ribotta y Pizarro (2016) sugieren que, en Argentina, el proceso de convergencia de la fecundidad —entre otros indicadores demográficos— tampoco se da claramente por rezagos en ciertas regiones, especialmente en las provincias del Noreste. Perpetuo y Rodríguez Wong (2006) describen también cuán similares son las tasas de fecundidad, número deseado de hijos y prevalencia anticonceptiva entre subgrupos (geográficos, educativos) en Brasil. Estos autores resaltan el papel de las políticas públicas en el descenso de estas tasas. Itaboraí (2015) también puntualiza cómo las tasas de fecundidad han convergido entre clases sociales en Brasil, aunque explica que los distintos grupos sociales han usado distintas estrategias para que el descenso ocurra, pues existen diferencias en la prevalencia anticonceptiva y la edad de inicio de la reproducción. En cuanto a otros subgrupos más específicos, Ullman (2013) describe cómo, entre las inmigrantes nicaragüenses de cohortes más recientes, la tasa fecundidad adolescente se va pareciendo más a la tasa de las costarricenses. Sin embargo, para Cavenaghi y Diniz Alves (2009), la convergencia de la fecundidad en la región no es clara, pues todavía se

encuentran diferenciales importantes por zona (urbano/rural) y nivel educativo en la prevalencia anticonceptiva y el número deseado de hijos.

Metodología

Los datos provienen del proyecto de Demografía Subnacional de América Latina, desarrollado en conjunto por la Universidad de Manchester, CIECS (CONICET y UNC) de Argentina y la Universidad Central de Venezuela en Caracas (s-ALyC, 2016). En este proyecto, se recopila información de distintas fuentes: Oficinas Nacionales de Estadística (ONES), CELADE, el proyecto IPUMS, etc. Para este análisis en específico se utilizan tabulaciones censales de las poblaciones por edad y sexo para calcular la Razón Niño/Mujer (RNM). Los datos censales provienen en su gran mayoría del proyecto IPUMS (Minnesota Population Center, 2015). La RNM es equivalente a:

$$\text{RNM} = \frac{\text{Población de 0 a 4 años}}{\text{Mujeres en Edad fértil (15 a 49 años)}} * 100$$

Se calcula la RNM para cada DAM. Como medida de nivel se calcula la RNM promedio. Como medidas de convergencia, se calcula la desviación estándar (DE) y el coeficiente de variación (CV). Las fórmulas son:

$$\text{DE} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

$$\text{CV} = \frac{\text{DE}}{\bar{x}} * 100$$

La desviación estándar es igual a la diferencia promedio de cada observación con respecto de su media. El coeficiente de variación es equivalente al tamaño relativo de la desviación estándar con respecto de su promedio. El coeficiente de variación es valioso porque permite comparar desviaciones estándar cuando los promedios son muy diferentes (lo cual es el caso por el descenso de la fecundidad); además, permite ver si una posible disminución en la desviación estándar se debe a un "efecto piso" según el cual un nivel bajo de la fecundidad promedio es el que arrastra a que la desviación estándar disminuya. El analizar el proceso de convergencia a partir de variancias se le denomina σ-convergencia; este método permite describir mejor las tendencias a partir de un indicador más comprensivo de todas las unidades geográficas (Dorius, 2008; Strulik y Vollmer, 2015). En este trabajo no se calcularán indicadores de β-convergencia; en este tipo de procesos se busca determinar si las unidades más rezagadas en la transición demográfica presentan tendencias más aceleradas que las unidades

más avanzadas. No obstante, se realizará una comparación entre la unidad con menor RNM y la unidad con mayor RNM; este análisis se aproxima al concepto de convergencia.

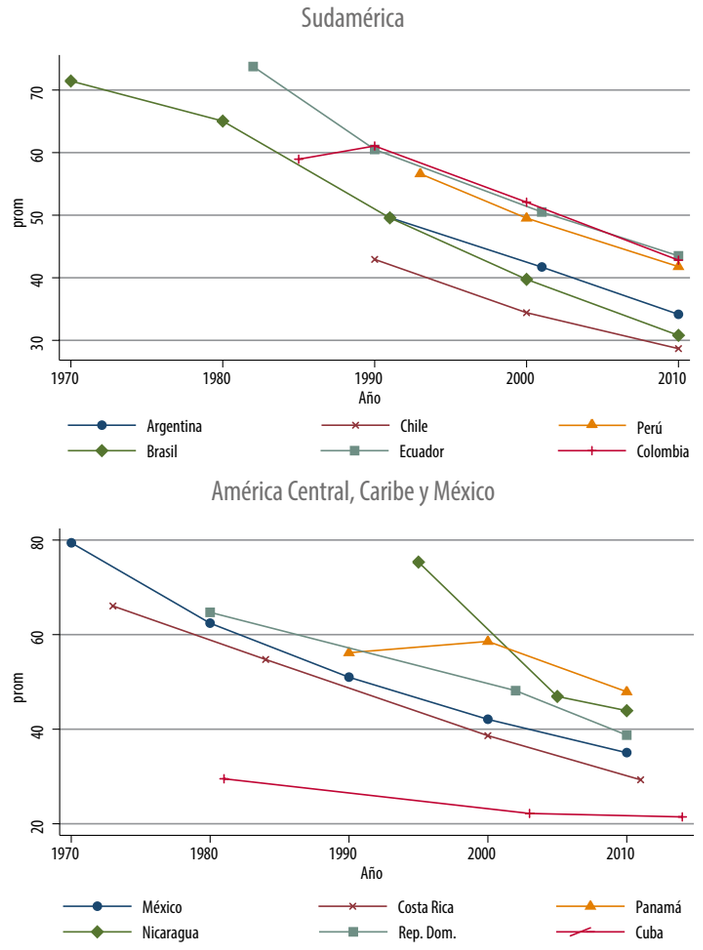
Para analizar convergencia, se requiere una serie de tiempo que no sea demasiado corta. Se escogió a 10 países que tuvieran al menos 3 RNM a través del tiempo en la base de datos del proyecto. De Sudamérica, se escogió a: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador y Perú; de América Central y América del Norte, a: Cuba, República Dominicana, México, Costa Rica, Nicaragua y Panamá. El análisis iniciará separando a los países en estas dos subregiones, pero después se realizarán reagrupaciones de acuerdo a los patrones.

Resultados

Evidencia de convergencia en países

Para comprender una posible convergencia de la fecundidad hay que analizar la tendencia general de las RNM por país. Se decidió graficar el promedio de las RNM en lugar de la RNM general para el país, porque la RNM promedio se utiliza posteriormente para calcular el coeficiente de variación. En el gráfico 1 se observan las tendencias en las dos subregiones. En prácticamente todos los países, hay un descenso en los niveles de la RNM a través del tiempo. Se pasa de valores superiores a los 70 niños por cada 100 mujeres en México y Costa Rica (durante los setentas) y en Ecuador en los ochentas a cifras menores a 50 niños por mujeres en casi todos los países en la segunda década del 2010. Hay solo dos países en los que la RNM creció temporalmente: Colombia entre 1980 y 1990 y Panamá entre 1990 y 2000. Este comportamiento es atípico y se puede deber a mala calidad de los datos, o bien, a los conflictos militares en ambos países durante el período en cuestión. El hecho de que ambos países sean vecinos también genera posible sustento para la hipótesis de las similitudes transfronterizas. Específicamente para Colombia, hay información adicional que sugiere que esta tendencia poco esperada se deba a problemas de calidad de los datos, pues la omisión censal del censo de 1990 fue considerablemente más alta que la de 1980: 5.8% en 1980 y 11.3% en 1990. Por el contrario, en Panamá la omisión censal fue baja y muy similar entre el censo de 1990 y el del 2000: alrededor de 3% (Tacla Chamy, 2006).

Gráfico 1
América Latina y el Caribe, circa 1970-2010: Razones Niño/Mujer promedios para los países, por subregión



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).

Para controlar por este "efecto piso", se calculan coeficientes de variación, que se exponen en el Gráfico 2. Este estadístico sirve para analizar convergencia relativa al nivel de la fecundidad promedio, en lugar de convergencia absoluta. Las curvas del Gráfico 2 sugieren que el patrón de convergencia no es tan claro. Mientras que en Argentina y Perú el coeficiente de variación disminuye a través del período, en Ecuador, Cuba y Panamá este aumenta. En Chile, Costa Rica y República Dominicana hay un leve aumento; y en México hay una leve disminución. La tendencia más interesante es la de Brasil, pues el coeficiente de variación se mantiene en alrededor del 20% durante los últimos 4 censos en un período de 30 años. Parecería entonces que Brasil es el mejor ejemplo del efecto piso: la desviación estándar baja porque el promedio va disminuyendo.

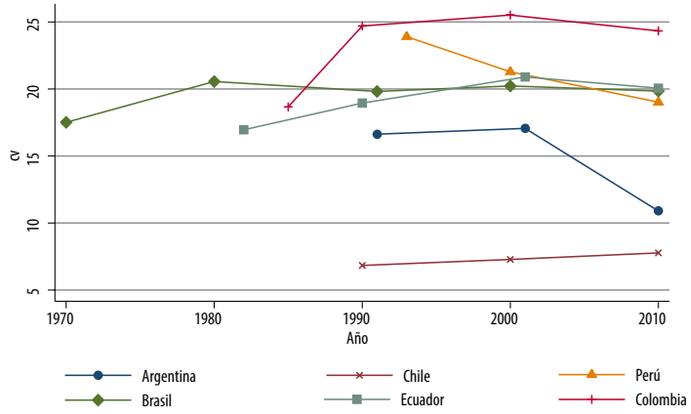
En cuanto a los niveles de la fecundidad, Cuba, Argentina, Chile y Brasil son los que presentan los niveles más bajos a través del tiempo, aunque ya para el 2010, México y Costa Rica tienen RNM similares a estos tres países. Brasil es el país en el que se aprecia un descenso más pronunciado. Por el contrario, Ecuador, Colombia, Perú y Nicaragua tienen las RNM más altas.

En el Gráfico 3 se analizan las desviaciones estándar de las RNM entre DAM. Una inclinación más pronunciada en las curvas refleja un grado más veloz de convergencia. En este sentido, Perú, Nicaragua, Brasil y Argentina tienen una convergencia más veloz. Por el contrario, en Chile, Cuba, México, y en Costa Rica a partir de los ochentas, las curvas son más horizontales, reflejando convergencias más lentas. Sin embargo, estos 4 países son los que tienen desviaciones estándar más bajas que los otros países (excepto Brasil), lo cual indica que ya tenían poca variación entre las DAM y, por consiguiente, la convergencia se pudo haber dado desde antes del período bajo análisis. Cabe resaltar que en Cuba, la desviación estándar va creciendo lentamente entre 1980 y el 2011. Comparando el gráfico 1 con el 2, se observa que cuanto menor es la RNM promedio, menor la desviación estándar. Este patrón muestra evidencia de que se da un "efecto piso" en la desviación estándar como medida de convergencia. Este "efecto piso" sugiere que cuando la fecundidad es baja, necesariamente se tiene que dar una mayor similitud entre los niveles de fecundidad entre las DAM porque se llega a un límite mínimo más abajo del cual es raro que llegue una RNM.

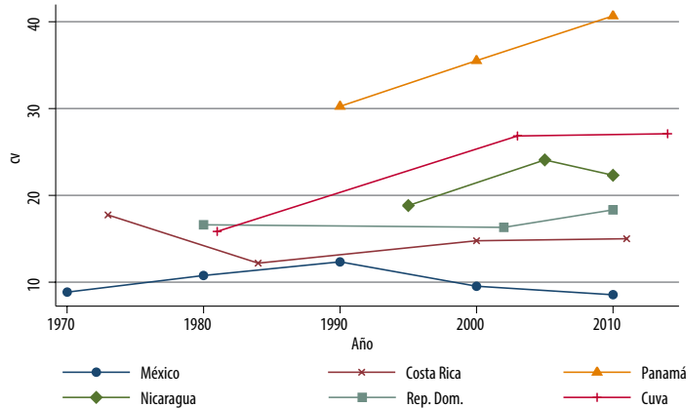
Gráfico 2

América Latina y el Caribe, circa 1970-2010: Coeficientes de Variación de las Razones Niño/Mujer de las Divisiones Administrativas Mayores, por subregión

Sudamérica



América Central, Caribe y México

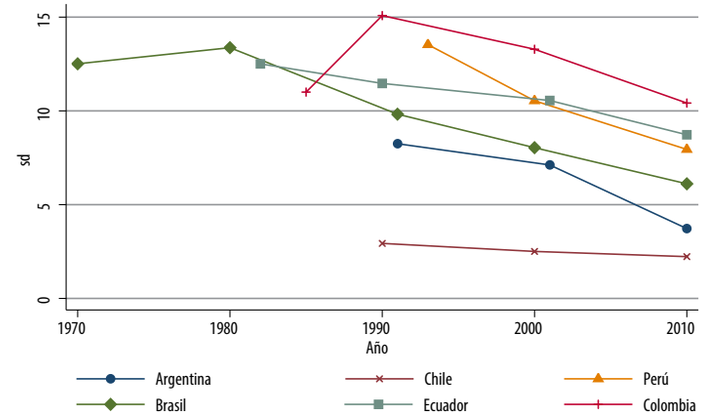


Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).

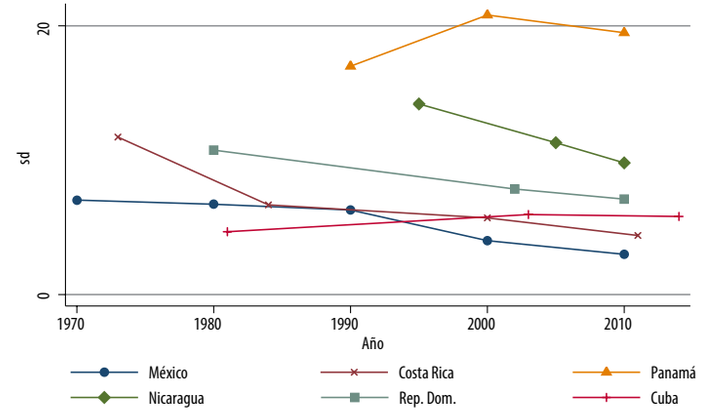
Gráfico 3

América Latina y el Caribe, circa 1970-2010: Desviación estándar de las Razones Niño/Mujer de las Divisiones Administrativas Mayores, por subregión

Sudamérica



América Central, Caribe y México



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).

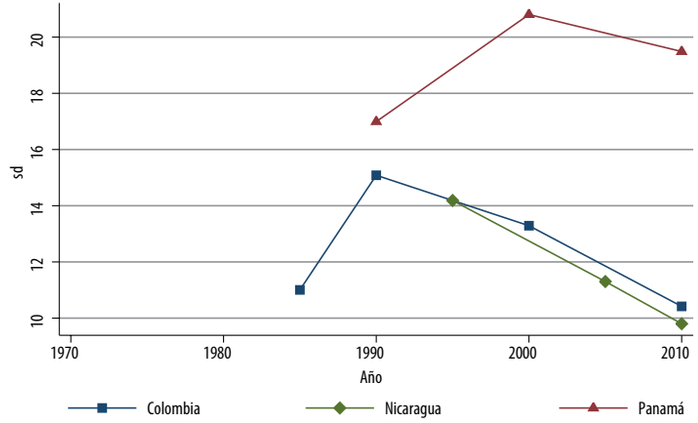
Colombia y Nicaragua son casos atípicos porque el coeficiente de variación aumenta y después disminuye ligeramente. En general, en estos dos países más Panamá, el comportamiento es atípico en la desviación estándar o en el coeficiente de variación (Gráficos 4 y 5). En Colombia, hay un pico en ambos indicadores en el censo de 1990, lo cual sugiere que 1990 fue el año de mayor diferencia, pero que a medida que ha pasado el siglo XXI, se está dando efectivamente un proceso de convergencia, aunque lento. En Nicaragua, el pico se observa en el 2005 en los coeficientes de variación; este patrón es evidencia de que la desviación estándar disminuyó más lento que la RNM promedio; en otras palabras, el descenso de la fecundidad fue mayor en algunas DAM que en otras. En Panamá, el pico se observa en el 2000 pero solo en la desviación estándar; más bien, el coeficiente de variación va aumentando. Este patrón sugiere que hay algunas DAM en las que la reducción en la RNM se está dando más rápido que en otras, creando mayores desigualdades entre DAM. Un análisis más detallado de Panamá debe tomar en cuenta las 3 nuevas DAM que aparecen a partir del censo del 2000: las comarcas Kuna-Yala, Emberá y Ngöbe-Buglé. Estas comarcas están situadas en áreas fronterizas con una numerosa presencia de población indígena. Cuando se excluyen estas comarcas del análisis, se encuentra que el coeficiente de variación en Panamá se ha mantenido estable entre 1990 y 2010[2].

Una duda válida también es dilucidar si las tendencias se deben a que se le está concediendo igual peso a todas las DAM, cuando algunas tienen mayor población que otras. Se volvieron a calcular los coeficientes de variación ponderando el promedio y la desviación estándar por el número de mujeres en edad fértil en cada año y circunscripción territorial. Como se puede apreciar en el Gráfico 6, las tendencias observadas con los estadísticos ponderados son muy similares a las tendencias relacionadas con los estadísticos no ponderados (Gráfico 2). Las mayores diferencias se observan para las series de tiempo de Colombia en Sudamérica y Cuba en Mesoamérica. En Colombia, los coeficientes de variación ponderados son menores a los no ponderados y la tendencia es sostenidamente ascendente. En Cuba, la tendencia creciente observada con los datos no ponderados ahora es más horizontal o constante cuando se usan los datos no ponderados. Para Cuba esto se puede deber a que hay poca variabilidad entre las DAM más pobladas. Para los demás países, las diferencias generadas por ponderar las RNM no cambian las conclusiones generales.

2 No se presenta el gráfico para limitar la cantidad de información, pero el autor lo puede suministrar. En Panamá es posible excluir estas tres comarcas del análisis sin alterar la composición poblacional del país, pues su población es relativamente pequeña. La única excepción es la Comarca Ngöbe-Buglé que tiene una población más alta y surge de la segregación de tres provincias, en lugar de una.

Gráfico 4

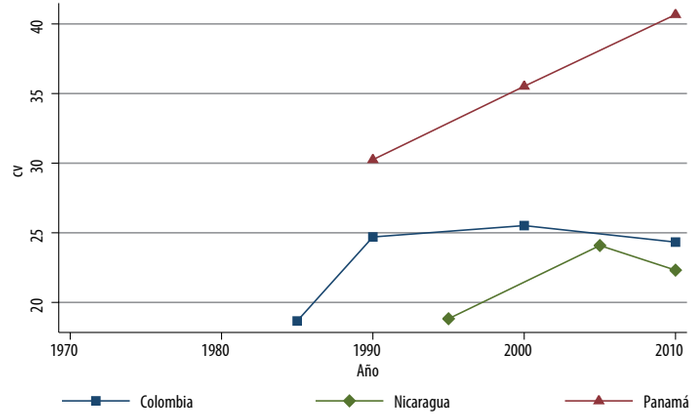
Colombia, Nicaragua y Panamá, circa 1970-2010: Desviaciones estándar de las Razones Niño/Mujer de las Divisiones Administrativas Mayores



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).
Nota: Se excluye temporalmente Brasil de este gráfico por valores extremos en 1980

Gráfico 5

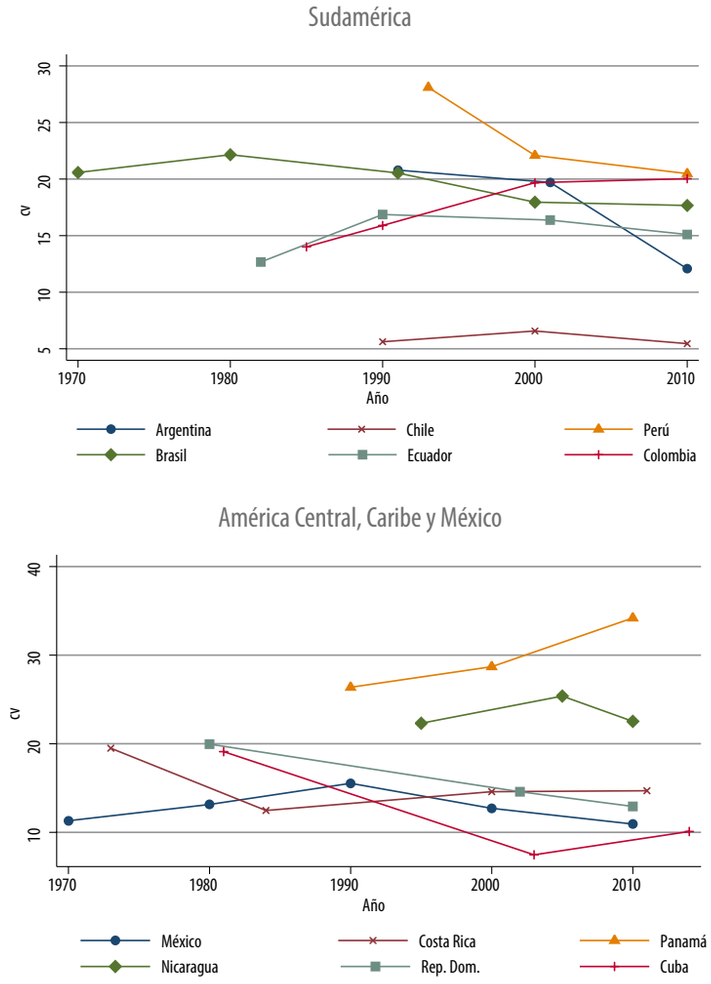
Colombia, Nicaragua y Panamá, circa 1970-2010: Coeficientes de Variación de las Razones Niño/Mujer de las Divisiones Administrativas Mayores



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).
Nota: Se excluye temporalmente Brasil de este gráfico por valores extremos en 1980

Gráfico 6

América Latina y el Caribe, circa 1970-2010: Coeficientes de Variación de las Razones Niño/Mujer de las Divisiones Administrativas Mayores, por subregión, ponderando por el tamaño de la población de mujeres en edad fértil.



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).

Evidencia de convergencia entre DAM fronterizas

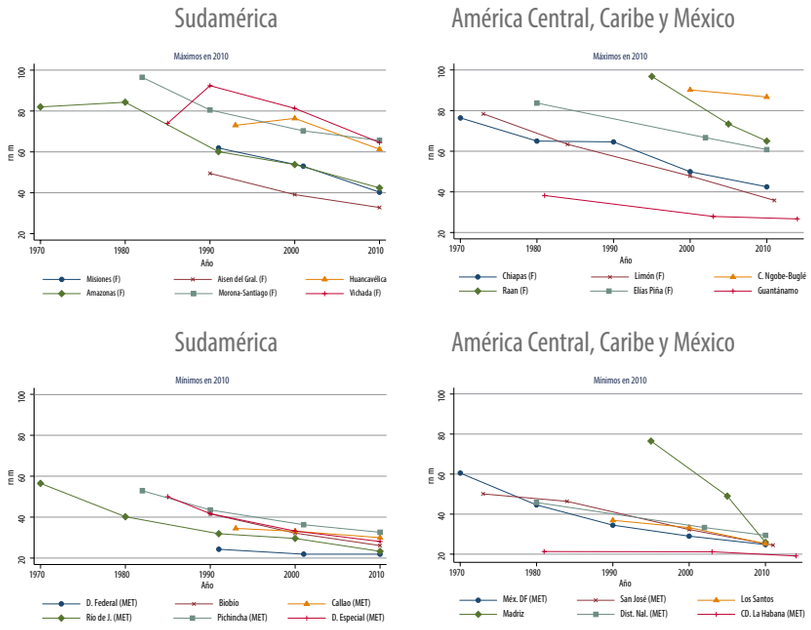
Para comprender mejor los procesos de convergencia que se aprecian en prácticamente todos los países explorados, se analiza la DAM con la mayor RNM y la DAM con la menor RNM. La diferencia entre ambos indicadores se puede considerar como otra medida de variabilidad: la amplitud o rango. El gráfico 7 describe las tendencias históricas para estos grupos de unidades administrativas. En paréntesis se denota como F si la unidad administrativa está ubicada en la zona fronteriza del país, mientras que se denota con MET (metropolitana) entre paréntesis a las DAM que incluyen a las capitales o a algunas de las ciudades más pobladas (como Río de Janeiro en Brasil). Se esperaría que, si hay un proceso de convergencia, el descenso del indicador de fecundidad en las DAM con RNM mayores debería tener una pendiente igual o más pronunciada que el descenso en las DAM con menores RNM. En general, esto se observa tanto en los países de América del Sur como los de Mesoamérica. El caso más claro es el argentino donde la disminución en la RNM de Misiones es mucho más pronunciada que la del Distrito Federal (Buenos Aires); esta última es la que tiene la RNM más baja del panel derecho del gráfico 7. Situación similar se observa cuando se comparan los departamentos peruanos: fuerte descenso en Huancavelica entre el 2000 y el 2010, mientras que en El Callao la tendencia es prácticamente horizontal. Ahora bien, los países que tenían curvas prácticamente horizontales en sus coeficientes de variación históricos (Gráfico 2) —Brasil, México, Chile, Costa Rica y Cuba— se caracterizan por que las RNM para la década del 2010 son bajas en general y además porque las diferencias entre el indicador máximo y el indicador mínimo son pequeñas. Por el contrario, hay una gran diferencia entre las RNM máximas y mínimas de Ecuador (Morona-Santiago vs Pichincha) o de Nicaragua (RAAN vs Madriz). Colombia y Panamá siguen mostrando comportamientos atípicos. Nótese el incremento en la RNM de Vichada entre 1980 y 1990 en Colombia. Además, la DAM con el indicador más alto en Panamá es la Comarca Ngöbe-Buglé, que fue creada en 1997 y que puede estar produciendo el comportamiento atípico observado en el Gráfico 3.

Adicionalmente, vale la pena resaltar que en el gráfico 7 se ve un patrón que ya se ha descrito en textos demográficos: Las DAM con menor nivel de fecundidad son generalmente las que contienen a las capitales (denotadas como MET) —Colombia, Ecuador, México, Chile, San José, Cuba— o las que tienen en sus territorios a grandes ciudades metropolitanas —Río de Janeiro en Brasil, El Callao es ciudad vecina de Lima en Perú. Por el contrario, las unidades territoriales con mayor nivel de fecundidad son aquellas alejadas de las ciudades capitales, tomando las ideas de la teoría del descenso

de la fecundidad vía la difusión de la planificación familiar (Rosero-Bixby y Casterline, 1994). En el mismo gráfico se observa que la mayoría de las DAM con RNM máximos se localizan en fronteras. Las únicas excepciones son Huancavelica en Perú y la Comarca Ngöble-Buglé en Panamá. Ambas unidades administrativas se caracterizan por un alto índice de pobreza y una concentración relativamente alta de población indígena.

Gráfico 7

América Latina y el Caribe: Divisiones Administrativas Mayores (DAM) con las Razones Niño/Mujer (RNM) más altas y más bajas del último censo, por país y por subregión



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).

Notas: (F): DAM en frontera con otro país

(MET): DAM con la capital del país o alguna otra ciudad metropolitana

Se postula la hipótesis de que las unidades administrativas de dos países distintos y localizadas en las fronteras podrían compartir niveles similares en las RNM. Para ello, se construyeron "áreas geográficas" constituidas por DAM que comparten fronteras comunes en dos países vecinos. Se calculó la desviación estándar y el coeficiente de variación para estas áreas. Si la hipótesis es cierta, se esperaría que los coeficientes de variación de las

nuevas áreas artificialmente creadas sea más bajo que en sus respectivos países. Se analiza primero Sudamérica en la Tabla 1; se excluye Brasil de este cuadro porque comparte fronteras con 3 de los países analizados y su información se expone en la Tabla 2. El análisis de Mesoamérica se presenta en la Tabla 3; se excluyen Cuba y República Dominicana del análisis por su condición insular[3]. En la Tabla 1, se puede apreciar que la hipótesis se cumple para casi todas las fronteras. Los coeficientes de variación son menores en las áreas construidas que en sus países de origen, excepto en el caso chileno que tiene las menores variaciones entre DAM. El caso chileno es particular porque la mayoría de sus provincias comparten frontera con Argentina. La otra excepción es la frontera Ecuador-Perú en el 2010 porque tienen coeficientes de variación similares al de sus respectivos países.

Por el contrario, en las zonas fronterizas con Brasil, la hipótesis no se mantiene claramente. Entre las DAM que comparten la frontera peruano-brasileña, el coeficiente de variación es menor al de sus respectivos países. Entre Colombia y Brasil, el coeficiente de variación solo es menor en la década del 2010; en 1990, solo es menor que el de Colombia pero no que el de Brasil; sin embargo, las desviaciones estándar sí son mayores. En general, estos hallazgos parecen ser contradictorios puesto que el estado de Amazonas se encuentra en ambas áreas fronterizas artificiales. El resultado sugiere que los niveles de fecundidad son más similares entre las Amazonías brasileña y peruana (Tabla 2) y entre las Amazonías peruana y colombiana (Tabla 1), pero no tanto entre las regiones amazónicas colombianas y brasileñas. Si se entra a explorar los datos individuales, se verá que las RNM de las DAM de las regiones amazónicas de Perú y Brasil son en general más bajas que las de Colombia. Esto se puede apreciar mejor en los Mapas 1 y 2. Nótese la homogeneidad en los estados brasileños, y la diferencia con las DAM colombianas.

3 República Dominicana comparte frontera con Haití, pero no se cuenta con información de este país.

Tabla 1

Sudamérica, circa 1990 y 2010: Desviaciones estándar y coeficientes de variación de las Razones Niños/Mujer (RNM), por país y por áreas fronterizas creadas

Países o zonas		Países		Fronteras	
		Década			
		1990	2010	1990	2010
Ecuador	Desv est	11.5	8.7		
	CV	18.9	20.1		
Colombia	Desv est	14.1	10.4		
	CV	23.6	24.3		
Perú	Desv est	13.5	7.9		
	CV	23.9	19.0		
Argentina	Desv est	8.2	3.7		
	CV	16.6	10.9		
Chile	Desv est	2.9	2.2		
	CV	6.8	7.8		
FR Ecuador-Colombia	Desv est			9.8	6.3
	CV			14.6	14.2
FR Ecuador-Perú	Desv est			12.0	9.2
	CV			17.7	19.1
FR Colombia-Perú (*)	Desv est			11.0	4.5
	CV			13.6	8.5
FR Perú-Chile (*)	Desv est			0.4	3.3
	CV			1.1	10.8
FR Chile-Argentina	Desv est			5.4	3.9
	CV			11.4	12.5

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).
Notas: (*) Áreas fronterizas compuestas por 4 ó menos DAM.
En letra cursiva, desviaciones estándar o coeficientes de variación menores a los de al menos uno de sus países

Tabla 2

Brasil y sus países fronterizos, circa 1990 y 2010: Desviaciones estándar y coeficientes de variación de las Razones Niños/Mujer (RNM), por país y por áreas fronterizas creadas

Países o zonas		Países		Fronteras	
		Década			
		1990	2010	1990	2010
Brasil	Desv est	9.8	6.1		
	CV	19.8	19.9		
Colombia	Desv est	14.1	10.4		
	CV	23.6	24.3		
Perú	Desv est	13.5	7.9		
	CV	23.9	19.0		
Argentina	Desv est	8.2	3.7		
	CV	16.6	10.9		
FR Brasil-Colombia	Desv est			16.2	8.6
	CV			19.7	15.9
FR Brasil-Perú	Desv est			6.1	3.9
	CV			9.0	8.6
FR Brasil-Argentina	Desv est			10.5	7.5
	CV			21.2	24.1

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).
Notas: (*) Áreas fronterizas compuestas por 4 ó menos DAM.
En letra cursiva, desviaciones estándar o coeficientes de variación menores a los de al menos uno de sus países.

Tabla 3

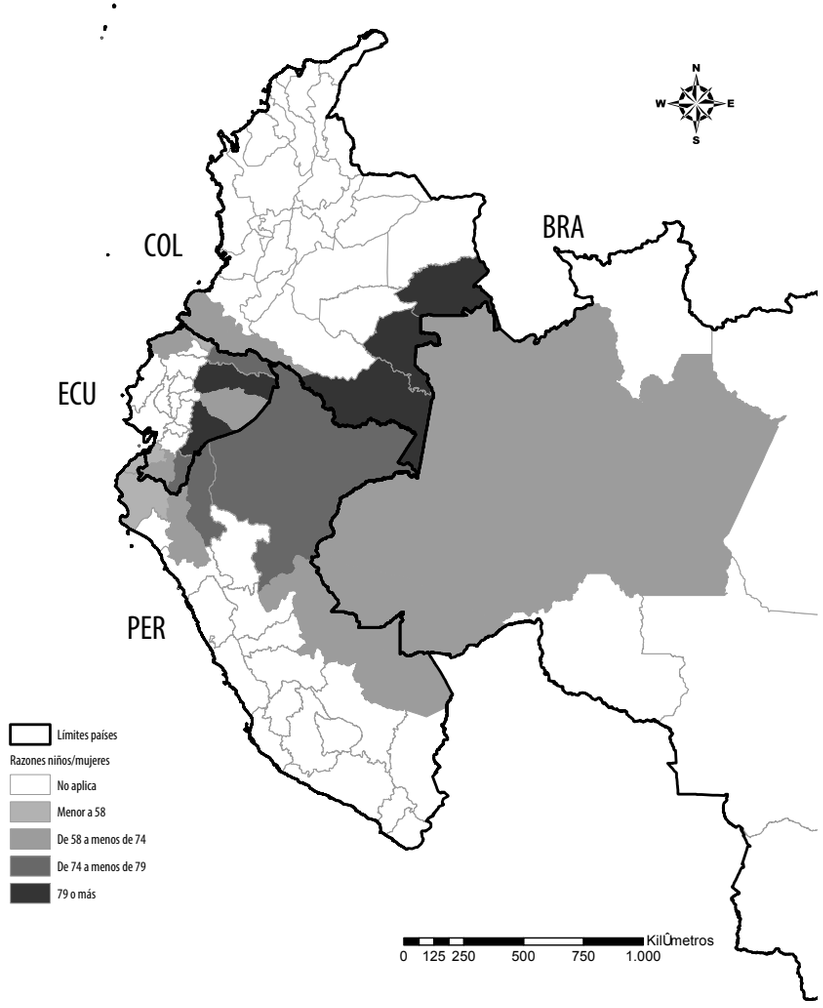
América Central y Colombia, circa 2000 y 2010: Desviaciones estándar y coeficientes de variación de las Razones Niños/Mujer (RNM), por país y por áreas fronterizas creadas

Países o zonas		Países		Fronteras	
		Década			
		1990	2010	1990	2010
Colombia	Desv est	14.1	10.4		
	CV	23.6	24.3		
Panamá	Desv est	20.8	19.5		
	CV	35.5	40.7		
Costa Rica	Desv est	5.7	4.4		
	CV	14.7	15.0		
Nicaragua	Desv est	11.3	9.8		
	CV	24.1	22.3		
FR Colombia-Panamá (*)	Desv est			22.6	18.6
	CV			37.3	38.4
FR Panamá-Costa Rica (*)	Desv est			12.7	12.8
	CV			24.4	30.6
FR Costa Rica-Nicaragua	Desv est			9.6	9.4
	CV			22.3	26.7

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).
Notas: (*) Áreas fronterizas compuestas por 4 ó menos DAM.

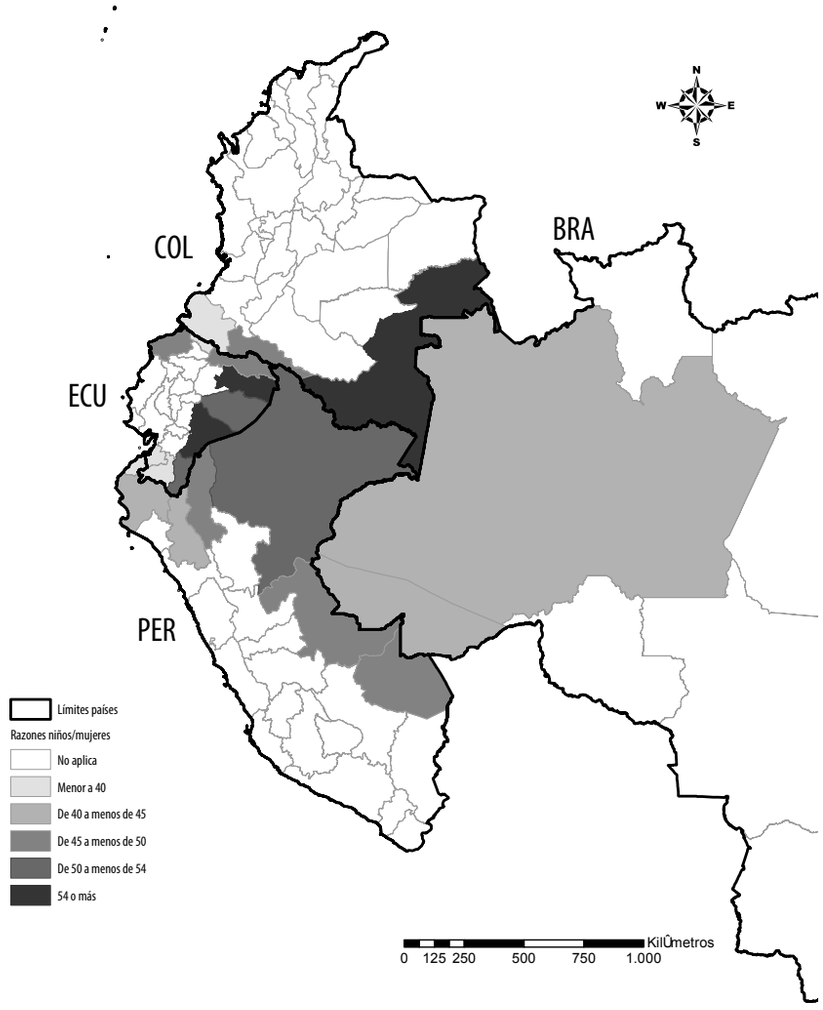
Mapa 1

Brasil, Colombia, Ecuador y Perú, circa 1990: Razones Niño/Mujer en las DAM fronterizas localizadas cerca de la Amazonía



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).

Mapa 2
Brasil, Colombia, Ecuador y Perú, circa 2010: Razones Niño/Mujer en las DAM fronterizas localizadas cerca de la Amazonía



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2015).

En América Central, la variabilidad interfronteriza presenta valores contrarios a la hipótesis. En general, las desviaciones estándar y coeficientes de variación son mayores que las de sus países de origen. Adicionalmente, no se observa una tendencia a la convergencia en las áreas fronterizas artificiales, sino más bien coeficientes de variación estables o crecientes. Más que una buena descripción de la realidad, estos altos valores en los indicadores de variabilidad y convergencia se pueden deber a problemas de los datos. Los países centroamericanos tienen un territorio pequeño compuesto por muy pocas DAM. Compárese, por ejemplo, las 7 provincias de Costa Rica con los 31 estados de Brasil. Además, las áreas interfronterizas artificiales están compuestas por pocas DAM (4 en la frontera Colombia-Panamá o en la frontera Costa Rica-Panamá). Por último, Costa Rica tiene un nivel de fecundidad relativamente bajo que puede producir el "efecto piso" descrito anteriormente. El análisis hubiera sido más rico si se tuviera información de la frontera mexicano-guatemalteca o de la frontera nicaragüense-hondureña, por las similitudes culturales y sociodemográficas que comparten los habitantes de dichas zonas fronterizas.

Conclusiones

El análisis de las series históricas de las Razones Niño-Mujer muestra que la fecundidad ha venido bajando en prácticamente toda América Latina. Tomando en cuenta el criterio de la σ-convergencia, se podría concluir que también hay un proceso de convergencia geográfica de las RNM si se usa la desviación estándar como criterio para analizar dicho concepto. Sin embargo, el análisis también muestra que este descenso en la desviación estándar se debe a un "efecto piso" en los promedios: cuanto menor sea el promedio entre DAM, se esperaría que menor fuera la desviación estándar. El coeficiente de variación permite "controlar" o "ajustar" por este posible "efecto piso". Al usarlo como indicador, los procesos de convergencia no están tan claros.

En los países que han llegado a niveles muy bajos de fecundidad —Chile y Cuba, principalmente—, los coeficientes de variación se mantienen relativamente estables. Un comportamiento similar se observa en México, Costa Rica y Brasil, pero en las décadas más recientes. En estos cuatro países, los coeficientes de variación disminuyen en las primeras décadas de observación, para luego mantenerse estables. Por el contrario, los procesos más claros de convergencia se observan en Perú, Nicaragua, República Dominicana y Argentina, pues los coeficientes de variación tienden a disminuir monotónicamente. Los tres primeros eran países con

niveles altos en las RNM al inicio de los períodos. Para Argentina, la tendencia decreciente puede deberse a un estancamiento aparente durante entre la década de 1980 y la de 1990.

El artículo también planteó la hipótesis de que en América Latina, las DAM fronterizas eran más parecidas entre sí —a pesar de encontrarse en países distintos y tener conformaciones político administrativas distintas— que con respecto del resto de DAM de sus respectivos países. La hipótesis surge de la observación que la mayoría de las unidades administrativas más rezagadas en el proceso de Transición Demográfica se encuentran en las fronteras. El análisis no ofreció evidencia contundente. En la mayoría de las fronteras de Sudamérica se observó esta característica, excepto en las zonas fronterizas con Argentina (Argentina con Brasil y Argentina con Chile). Por el contrario, no hubo evidencia que confirmara la hipótesis en las fronteras centroamericanas.

Ahora bien, ¿era esperable el conjunto de resultados del presente análisis a la luz de la Transición Demográfica entendida como una Teoría? En el plano más general, se observó que en todos los países analizados la fecundidad tuvo una tendencia descendente, por lo que la evidencia empírica latinoamericana, agrupada por países o por DAM, confirma que la Transición Demográfica se dio efectivamente en la región. Además, las DAM con mayores RNM están en zonas fronterizas con bajos niveles de urbanización, lo cual es coincidente con los postulados originales de la Teoría (Notestein, 1945). Sin embargo, los procesos disímiles entre países sugieren que la convergencia no es un proceso claro cuando las sociedades están en plena transición. En otras palabras, comportamientos divergentes en las series históricas —aunque sean temporales— podrían indicar que hay grupos sociales cuyos niveles de fecundidad se mantienen relativamente altos. Algunos de los autores latinoamericanos previamente mencionados citan diferenciales importantes entre subgrupos en distintos países latinoamericanos y sugieren que estos diferenciales se pueden deber a problemas de exclusión social que son más prevalentes en ciertas áreas (Álvarez, Gómez y Olmos, 2007; González, Ribotta y Pizarro, 2016); además resaltan que estas subpoblaciones podrían tener todavía problemas de acceso a condiciones que favorecen la baja de la fecundidad: ya sea determinantes próximos (métodos anticonceptivos) o indirectos (mayor educación) (Cavenaghi y Diniz Alves, 2009; Chackiel y Schkolnik, 2003). La ausencia de un patrón claro de convergencia en el conjunto de países analizados podría interpretarse como una limitante de la Teoría de la Transición Demográfica, particularmente si esta no toma en cuenta las características estructurales de las economías en desarrollo que tienden a excluir a ciertos subgrupos.

No obstante, un análisis de convergencia con unidades geográficas tampoco ofrece evidencia clara para sustentar esta crítica. Se requerirían estudios con variables más específicas en el nivel individual o de hogar. Por el contrario, un patrón claro del presente análisis es que, en países con niveles bajos de fecundidad (Cuba y Chile son los casos más patentes, pero también se podría incluir a México y a Costa Rica), los indicadores de dispersión (desviación estándar, coeficiente de variación) muestran tendencias estables o ligeramente oscilantes. Este resultado podría sugerir que la Teoría de la Transición Demográfica deja de ser tan relevante para explicar procesos de convergencia cuando hay sociedades que, aunque pertenecen a países en vías de desarrollo, se encuentran en niveles de fecundidad por debajo del reemplazo. La mayoría de las discusiones sobre regímenes de "Muy baja fecundidad" ("Lowest Low Fertility") se ha centrado en Europa (Kohler, Billari y Ortega, 2002; Sobotka, 2004), pero la presencia de niveles por debajo del reemplazo en América Latina motiva a explorar otras explicaciones más allá de la Transición Demográfica para poder construir un marco teórico necesario sobre las tendencias en la fecundidad en la región, incluyendo los patrones de convergencia.

El análisis también evidenció que la calidad de los datos o la conformación de nuevas unidades administrativas pueden afectar los resultados. Los patrones atípicos de Colombia se pueden deber a incrementos fuertes en la tasa de no respuesta en el censo del 2000. En Panamá, la delimitación de las comarcas indígenas como unidades administrativas mayores generó que, si estas se incluyen en el análisis, la tendencia histórica de los coeficientes de variación es creciente en lugar de constante.

Referencias

Álvarez, G., Gómez, A., y Olmos, M. F. (2007), «Pobreza y comportamiento demográfico en Argentina: La heterogeneidad de la privación y sus manifestaciones», en *Papeles de Población,* Toluca, Vol.13, No 51, p. 77-110.

Arokiasamy, P., y Goli, S. (2012), "Fertility convergence in the Indian states: an assessment of changes in averages and inequalities in fertility", *Genus*, Roma, Vol.68, No. 1, p. 65-88.

Becker, G.S., y Lewis, H.G. (1974), "Interaction between quantity and quality of children", en Schultz, T.W. (ed.), *Economics of the family: Marriage, children, and human capital*, Chicago y Londres: University of Chicago Press.

Caldwell, J. C. (1976), "Toward a restatement of demographic transition theory", en *Population and Development Review*, Medford, MA, Vol. 2, Nº 3/4, p. 321-366.

Cavenaghi, S., y Diniz Alves, J.E. (2009), "Fertility and contraception in Latin America: historical trends, recent patterns", en Cavenaghi, S. (org.), *Demographic transformations and inequalities in Latin America. Historical trends and recent patterns*, Rio de Janeiro: alap.

CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2015), *Observatorio Demográfico, Nº 15*, Santiago de Chile: cepal.

Chackiel, J., y Schkolnik, S. (2003), *América Latina: los sectores rezagados en la transición de la fecundidad*, en *Serie Población y Desarrollo*, Santiago de Chile: celade, Vol.42.

Davis, K., y Blake, J. (1956), "Social structure and fertility: An analytic framework", en *Economic development and cultural change*, Chicago, Vol. 4, Nº 3, p. 211-235.

Dorius, S.F. (2008), "Global Demographic Convergence? A Reconsideration of Changing Intercountry Inequality in Fertility", en *Population and Development Review*, New York, Vol. 34, Nº 3, p. 519-537.

Farina, P., y Ortensi, L.E. (2011), "Convergence processes in developing countries' populations and the role of family planning commitments", en *Statistica*, Bologna, Vol.71, Nº 1, p. 71-93.

Gasparini, L., y Gluzmann, P. (2012), "Estimating income poverty and inequality from Gallup World Poll: the case of Latin America and the Caribbean", en *Journal of Income Distribution*, Toronto, Vol. 21, Nº 1.

González, L.M., Ribotta, B., y Pizarro, M.M.S. (2016), "Rezagos transicionales y vulnerabilidad social en la dinámica poblacional contemporánea. Argentina, 2001-2013", en *Población y Salud en Mesoamérica*, San José (Costa Rica), Vol. 13, Nº 2.

Hernández, J.G.V. (2008), "Análisis crítico de las teorías del desarrollo económico", en *Economía Gestión y Desarrollo*, Cali, Nº 6, p. 109-131.

Itaboraí, N.R. (2015), "Las desigualdades de clase en el comportamiento reproductivo en el Brasil: democratización incompleta y paradojas de la fecundidad juvenil", en *Notas de Población*, Santiago de Chile, Vol. 42, Nº 100, p. 61-89.

Kohler, H. P., Billari, F. C., y Ortega, J. A. (2002), "The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s", en *Population and Development Review*, New York, Vol. 28, Nº 4, p. 641-680.

Mason, K.O. (1997), "Explaining fertility transitions", en *Demography*, Silver Springs (Maryland), Vol. 34, Nº 4, p. 443-454.

Minnesota Population Center (2015), *Integrated Public Use Microdata Series*, International: Version 6.4 [dataset], Minneapolis: University of Minnesota,

Notestein, F. (1945), "Population—The Long View." en: Schultz, T.W. (ed.) *Food for the World*, Chicago: University of Chicago Press.

Pandit, K., y Bagchi-Sen, S. (1993), "The Spatial Dynamics of US Fertility, 1970-1990", *Growth and change*, Medford (Massachussets), Vol. 24, Nº 2, p. 229-246.

Perpetuo, I.H.O, y Rodríguez Wong, L. (2006), "Hacia una tasa de reemplazo: programas y políticas que afectaron el curso de la fecundidad en Brasil", en *Papeles de Población*, Toluca, Vol.12, Nº 47, p. 243-275.

Rosero-Bixby, L., y Casterline, J. B. (1994), "Interaction diffusion and fertility transition in Costa Rica", en *Social Forces*, Chapel Hill (North Carolina), Vol.73, Nº 2, p. 435-462.

s-ALyC (2016), "Invitación a colaborar en Análisis comparativo de las tendencias demográficas sub nacionales en América Latina y el Caribe (s-ALyC)", en <https://www.dropbox.com/sh/02k2kus02d1mm30/AADMXmFn1FT2I_BVojHEByu2a?dl=0> y <http://www.cmist.manchester.ac.uk/research/projects/s-alyc/>, acceso 5 de septiembre de 2016.

Sobotka, T. (2004), "Is Lowest-Low Fertility in Europe explained by the postponement of childbearing?", en *Population and Development Review*, New York, Vol.30, Nº 2, p. 195-220.

Strulik, H., y Vollmer, S. (2015), "The fertility transition around the world", en *Journal of Population Economics*, Bonn, Vol. 28, N° 1, p. 31–44.

Tacla Chamy, O. (2006), *La omisión censal en América Latina, 1950-2000*, en *Serie Población y Desarrollo*, Vol.65, Santiago de Chile: celade.

Ullmann, H. (2013), "La maternidad adolescente en el contexto de la migración internacional: el caso de Costa Rica", en *Notas de Población*, Santiago de Chile, Vol. 40, Nº 97, p. 35-98.

Van de Walle, E., y Knodel, J. (1980), "Europes fertility transition: new evidence and lessons for today's developing world", en *Population Bulletin*, Washington DC, Vol. 34, Nº 6, p. 3-44.

Latin American age structure 1960-2011

Estructura etaria en América Latina, 1960-2010

Simona Korenjak-Černe[1]
Ludi Simpson[2]

1 Assistant Professor at the University of Ljubljana, Faculty of Economics, Slovenia. <simona.cerne@ef.uni-lj.si>

2 Professor of Population Studies, University of Manchester, UK. <ludi.simpson@manchester.ac.uk>

Abstract

This chapter examines a sub-national time series of age-sex-structures for twenty countries in Latin America and the Caribbean, summarises the diversity and the socio-demographic associates of changing age-sex structures, and characterises the development of those age-sex structures over time. Ward's agglomerative hierarchical method clearly detects four main clusters of areas and more detailed clusters within them. Socio-demographic indicators show the main stream of improvements in the sense of a starting or deepening of the demographic transition of lower fertility and mortality, alongside a reduction in agricultural employment and increases in female participation in the labour force and participation in education. The clustering method also reveals some areas with unusual trajectories or pyramid shapes, which deserve to be studied separately with additional local knowledge. Comparison of average dissimilarity among age-sex structures between contiguous decades indicates that age structures have become more similar over time.

Key words: Age-sex structure. Sub-national. Clustering. Time series

Resumen

Este capítulo examina una serie temporal de estructuras por sexo y edad para veinte países de América Latina y el Caribe, a nivel subnacional. Esta serie resume la diversidad y los asociados sociodemográficos de las cambiantes estructuras por sexo y edad, y caracteriza el desarrollo de estas estructuras a través del tiempo. El método de aglomeración jerárquico de Ward detecta claramente cuatro grupos principales de áreas y clústeres más detallados dentro de ellos. Los indicadores sociodemográficos muestran la principal corriente de mejoras en el sentido de iniciar o profundizar la transición demográfica de menores tasas de fecundidad y mortalidad, junto con la reducción del empleo agrícola y el aumento de la participación femenina en la fuerza de trabajo y la participación en la educación. El método de aglomeración también revela algunas áreas con trayectorias o formas piramidales atípicas, que merecen ser estudiadas por separado con conocimiento local adicional. La comparación de la disimilitud promedio entre las estructuras por sexo y edad entre las décadas contiguas indica que las estructuras por edad se han vuelto más similares en el tiempo.

Palabras claves: Estructura por sexo y edad. Sub-nacional. Aglomerados. Serie temporal

Introduction

As governments attempt to develop their nation's infrastructure, subnational demographic trends play a part in assessing both the future demand for services and the impact of new investments on population change. In Latin America the development of subnational demographic projections is a priority for public policy (Jannuzzi, 2012) but has uneven experience, with few countries providing regular updates (González and Torres, 2012).

The aims of this chapter are to examine sub-national time series of age-sex-structures for Latin America and the Caribbean, to summarise the diversity and the socio-demographic associates of changing age-sex structures, and to identify and characterise the development of those age-sex structures over time. In particular, we are interested in the similarity of sub-national areas across national boundaries. The work is part of a wider project on sub-national demography in Latin America and the Caribbean (Asociación Latinoamericana de Población (ALAP), 2017).

The paper first describes our data sources and our analytical approach. Analysis is then presented which identifies clear differences in age structure between areas and across time, which group into four main clusters of age-sex composition, with eleven sub-clusters. In the next section, the relationship of each cluster to socio-demographic variables shows an ordering of clusters from young to old which is also an ordering of social progress, away from agricultural dependence and accompanied by increased labour market participation by women, increased achievement of primary education, and increased residence in urban areas. In line with the demographic transition to lower fertility and lower mortality, the clusters ordered by age and social progress moves from a young age-sex pyramid that is triangular with a broad base, to older pyramids with a more rectangular profile. The following section examines areas' moves between clusters over time, and confirms that the ordering of social progress is also an ordering of time from the 1960s to the 2010s. Some specific areas follow a trajectory opposite to these general trends, that can only be explained by local knowledge. The final analytical section examines the average dissimilarity of age-sex structures. It allows us to conclude a divergence of age-sex structures during the 1960s, followed by slow but steady convergence since the 1970s. It also shows that the degree of homogeneity of age-sex structures differs between countries. The chapter ends with a brief discussion of the findings, focusing on the powerful illustration of general trends that it provides.

Data and methodology

Many countries have no robust estimates of sub-national population between the decennial censuses that do take place in almost all countries. The censuses are supported by the United Nations and its regional demographic office The Latin American and Caribbean Demographic Centre (Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía, CELADE), which prepares a common set of national population estimates and projections from 1950, but not sub-national equivalents. The investment in national censuses is the basis for this chapter, because many of them have been archived as sampled micro-data by the University of Minnesota (Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS), 2015), which we use in this study.

The data set contains age-sex distributions of 1444 census samples representing sub-national areas of Latin America and the Caribbean from 1960 to 2011, downloaded from IPUMS. We included in analysis only 1396 sub-national areas within twenty countries without missing values, where all 'blank' values were considered as missing data. The number of areas in each country and by years are presented in Tables A1 and A2 in Appendix A. All of the excluded areas date from before 1996. One quarter of them (12) are from Paraguay mostly from the sample from 1962 which has erroneous entries for its women aged 65 and older[3]. Another quarter of them are from Colombia and the other half of the excluded areas are from nine other countries, among them also both samples from Saint Lucia. These excluded data may be real zeros (no person in an age group), or the result of top-coding of age. All the included samples have non-zero data for males and females in quinary age groups 0-4 to 80-84, and 85+.

One advantage of the IPUMS datasets is their consistent sub-national time series. Where there have been boundary changes, areas have been aggregated until consistent boundaries are attained. We use the data from twenty countries for every year in which they are present in the IPUMS datasets, including nine from the 2010 round of national censuses. At the time of writing, sample data from a further four countries in the region for the 2010 round were about to be released via IPUMS. Other data are available direct from the countries' national statistical institutes but have not been used in this study.

We examine sub-national time series of age-sex-structures for twenty countries in Latin America and the Caribbean with a clustering approach, where we want to identify the main shapes of the structures. Further we describe the association of the obtained clusters with socio-demographic indicators to observe the relationship between structure and selected indicators, and to identify and characterise the development of the structures over time.

Since we are interested in the diversity of the areas we chose a clustering method that looks at a clustering as an analysis of variance problem: Ward's agglomerative hierarchical clustering method based on squared Euclidean distance. We considered two different clustering approaches: one based only on the structures relative to the whole population in the area, and the second one which weights by population size of each sex.

The approach which is reported in this chapter, is based on a classical representation where each sub-national area (DAM, from its Spanish description: *Division Administrativa Mayor*) is represented by a single vector of 36 components (a percentage for each of 18 age groups and each sex adding to 100) representing the age-sex structure of population relative to the whole population in this sub-national area. Dissimilarity between two DAM is measured with a squared Euclidean distance between the two vectors to be able to discuss the variation of age-sex structures. Main shapes (clusters) are detected with the Ward agglomerative hierarchical clustering method. Graphical presentation of the obtained hierarchy enables us to decide upon the possible number of clusters. For analysis we used procedure hclustSO from the R program clamix (Batagelj and Kejžar, 2010).

In an alternative approach we represented the age-sex distributions of sub-national areas with two vectors – separate distributions of men and women over age groups. Agglomerative hierarchical clustering is weighted by the DAM population for each sex. Two vectors represent distributions of men and women over 18 five-year age groups. A weighted agglomerative clustering method (Korenjak-Černe *et al.*, 2015; Batagelj *et al.*, 2015) is used. The advantage of this approach would be that the weighting ensures that each cluster's average remains the age distribution of the aggregate population of the cluster and has as such meaningful interpretation by itself. The second difference from the first approach is that because of the two vectors, relative distributions within each sex are recognised in the clustering, not relative to the whole population in the area. Imbalances between the population of men and women in the area are included by weighting. Also here we used procedure *hclustSO* from the R program *clamix* on appropriate units and clusters' representations with the included weights. When weighting by population size, areas with relatively large populations are considered distant from each other and from areas with small populations,

3 IPUMS (2016), personal communication fom Joe Grover to Ludi Simpson, 15 August 2016.

even if their relative age-sex structures are not very different. For this reason we focused this report on the results of the first approach.

We use simple socio-demographic indicators to link the clusters with classical development characteristics. Three indicators directly summarise the age-sex distribution, while the remaining four describe the socio-economic development of the sub-national areas. Other indicators could have been chosen but their close relation to the clusters is post-hoc justification for their use here.

The strong connection between cluster representatives and socio-demographic indicators, and the movement of each DAM over time between clusters, help to establish an optimum ordering of the clusters that best coincides with progress of the demographic transition and economic development. We identify DAM that move over time in ways that do not conform to a notion of gradual progress, where local knowledge is needed to explain these unusual cases.

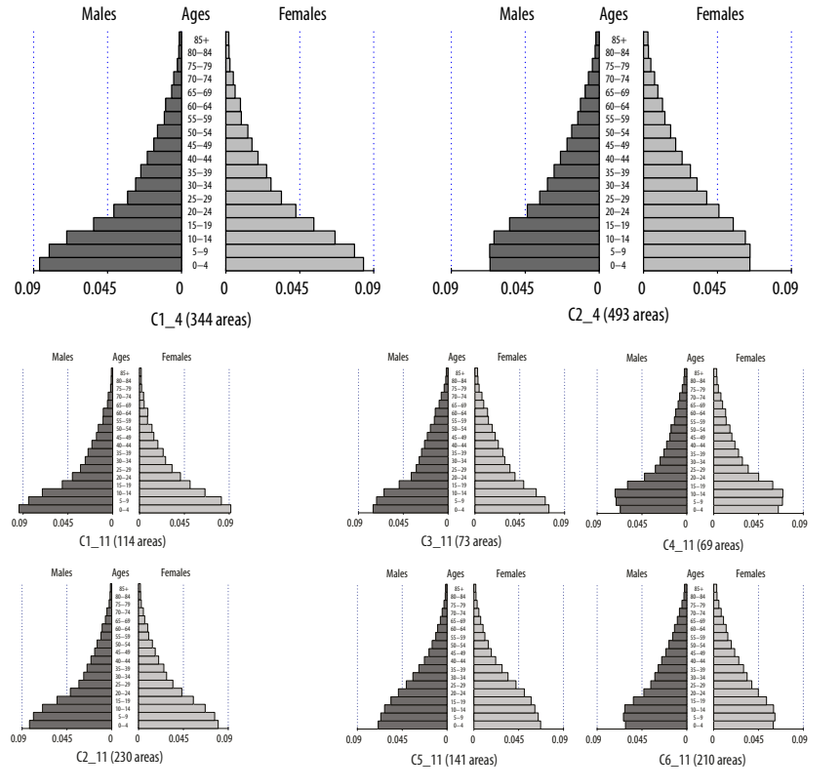
With additional descriptive statistics we also examined the presence of each country in each cluster (Appendix, Table A3). Large differences among sub-national age-sex distributions (relative to the sub-national area population) are detected in Costa Rica, and to a less extreme extent in Brazil, and Panama. On the other hand, there are countries in which shapes of sub-national distributions are very similar (Uruguay, Jamaica, Cuba).

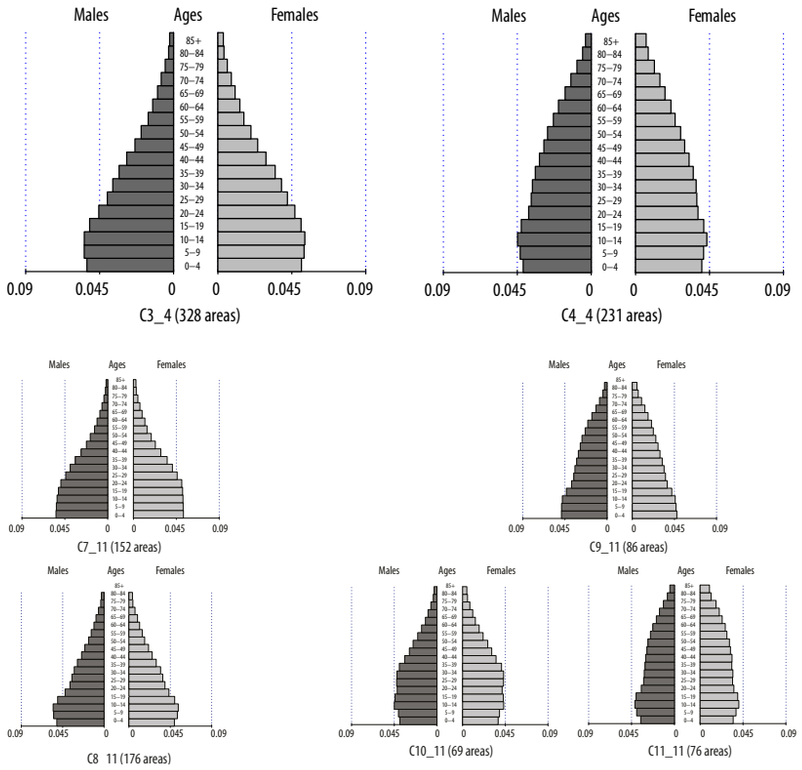
Since we do not have data for all sub-national areas for the same years, we made comparisons for each pair of contiguous decades to measure the variation of age structures across time. We calculated average dissimilarity between pairs of sub-national areas for which we have data in both decades. The average increased only from 1960 to 1970. In all later sequential pairs of decades the average dissimilarity decreased, suggesting a slight convergence of age-sex structures during the forty years 1970-2010.

Cluster analysis of age-sex distributions

Table 1 and Figure 1 identify clusters of sub-national areas from Latin America and the Caribbean with similar shapes of the population age-sex distribution using Ward's agglomerative hierarchical clustering, indicating 4 main and 11 more detailed clusters.

Figure 1
Latin America and the Caribbean from 1960 to 2011:
Unweighted average age-sex structure of 4 and 11 clusters





Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.
Note: Obtained with the Ward agglomerative hierarchical clustering on 1396 age-sex distributions of the population (relative to the whole population of the sub-national area), sub-national areas in Latin America and the Caribbean from 1960 to 2011, with the corresponding number of areas in them.

The ordering of the four main clusters matches the ordering in the hierarchy in Figure 1 from left to the right. Among possible reorderings of the 11 more detailed clusters in the obtained hierarchy (clusters must remain under their main cluster in the hierarchy, but the left-right ordering in the level below each main cluster can be changed) we selected the one that creates the most monotonic ordering of the socio-demographic/economic indicators, and we also considered counts of time movements (see below).

The four main clusters represented visually in Figure 2 are clearly representative of the stages of the demographic transition acknowledged in demographic literature. Cluster 1 includes areas without fertility or mortality reductions in which the base of the pyramid is relatively very wide and the reduction in cohort size with age is steady. Cluster 2 includes areas with a

reduction in fertility and child mortality in recent years, such that the base of the pyramid between ages 0 and 14 is vertical, while the steady reduction in older cohorts continues. In cluster 3 the reduction in adult mortality is evident from the cohorts at ages above 20 do not reduce as rapidly as in clusters 1 and 2. Further reduction in fertility reduction has meant that for the first time the youngest cohort is not the largest. Finally, cluster 4 represents an advanced stage of the demographic transition where the adult cohorts reduce more slowly and have a convex rather than concave shape, emphasising a more aged structure.

Table 1

Latin America and the Caribbean, from 1960 to 2011: Overlapping of the 4 main and 11 more detailed clusters obtained with the Ward hierarchical clustering of the age-sex distributions (relative to the whole population in the sub-national area) of the sub-national areas

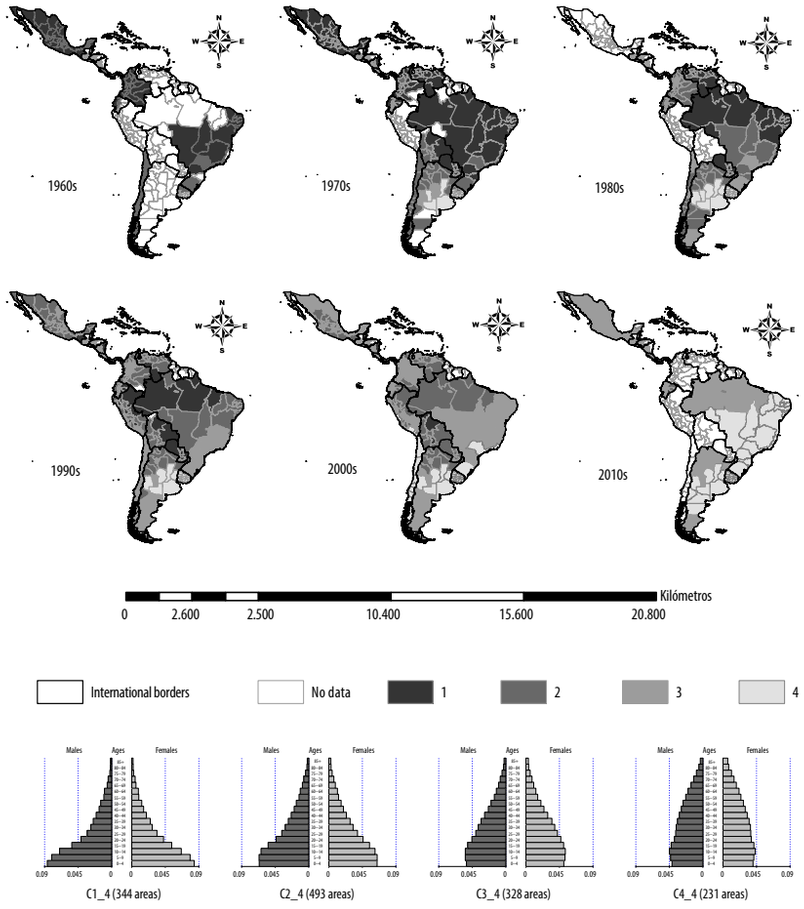
Count		4 clusters				Total
		C1_4	C2_4	C3_4	C4_4	
11 clusters	C01_11	114	0	0	0	114
	C02_11	230	0	0	0	230
	C03_11	0	73	0	0	73
	C04_11	0	69	0	0	69
	C05_11	0	141	0	0	141
	C06_11	0	210	0	0	210
	C07_11	0	0	152	0	152
	C08_11	0	0	176	0	176
	C09_11	0	0	0	86	86
	C10_11	0	0	0	69	69
	C11_11	0	0	0	76	76
Total		344	493	328	231	1396

Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.

The eleven clusters are subdivisions of the four main clusters, and are generally intermediate positions in the demographic transition. However, they also indicate that there is not a single smooth route through the demographic transition, because the pace of fertility and mortality reduction is not the same in each area, producing slightly different trajectories of age-sex structure. For example, cluster 4 in the 11-cluster solution, a subset of the main cluster 2, seems to have sharply lower fertility, seen from the

reduction in child cohorts that is more reminiscent of main clusters 3 and 4, but not the improvement in adult mortality, seen in the very concave adult pyramid that is more like main cluster 1. The ordering of the sub-clusters is discussed in the next section, according to their association with socio-demographic variables.

Figure 2
Latin America and the Caribbean from 1960 to 2011:
Maps with four main clusters of age-sex pyramids



Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.

One of the most informative pictures about the change over time of sub-national age-sex structures is provided by maps that show distributions of clusters for each decade (Figure 2). The progress of demographic transition in the continent from generally young pre-transition structures in 1960 (main cluster 1) to generally advanced (main clusters 3 and 4) is clear, as is the early progress of sub-national areas in southern Uruguay and northern of Argentina. By the decade of 2000, areas with pre-transition structures are very limited, and seem to be associated with areas of substantial indigenous populations in Nicaragua, Ecuador and Bolivia, although we do not have the data to make this association explicitly. The maps also indicate the areas with and without data in ipums in each decade. Where there were two censuses in a single decade (Mexico, Puerto Rico), the earlier census has been used in the maps.

Cluster descriptions using socio-demographic indicators

We used simple socio-demographic indicators to link the clusters with classical development characteristics. Three indicators directly summarise the age-sex distribution, while the remaining four describe the development stage of the sub-national areas. Other indicators could have been chosen but their close relation to the clusters is justification for their use here.

Children	Children 0-14, % of population
Elderly	Elderly 60+ % of population
Chi/Eld	Children per elderly person
Agric	Agriculture, % of 15-59 working
Urban	Urban residence, % of population
FemEcAc	Females, % economically active 15-59
EdPrim	Achieved at least primary education, % of 15-59

From Table 2 and Table 3 we can clearly see connections between the obtained clusters and the values of development indicators. The ordering of the main clusters corresponds to monotonic change for all of the indicators. The four main clusters progress through demographic transition described above also progresses through steadily lower proportions of children and of adults working in agriculture, and higher proportions of urban residence, women economically active and primary education achieved. The eleven clusters also achieve a near monotonic relationship with each of the socio-demographic indicators. But since the process of demographic

transition is not associated with these variables according to a single or exact relationship, a precise relationship between age-sex structure and socio-demographic variables should not be expected, especially when considering single DAM. For example, a large number of children does not necessarily indicate a less developed stage – it might be caused by migration of the working population into the area, especially when smaller areas are observed which are most sensitive to migration influences.

Table 2
Latin America and the Caribbean from 1960 to 2011: Descriptions of 4 main clusters of sub-national areas with socio-demographic indicators

4 main clusters	# of areas	Children	Elderly	Chi/Eld	Agric	Urban	FemEcAc	EdPrim
C1_4	344	45%	5%	8.7	52%	45%	19%	26%
C2_4	493	39%	7%	5.9	28%	65%	30%	55%
C3_4	328	32%	8%	3.9	15%	79%	38%	70%
C4_4	231	25%	12%	2.0	10%	89%	54%	79%

Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.

Table 3
Latin America and the Caribbean from 1960 to 2011: Descriptions of 11 clusters of sub-national areas with socio-demographic indicators

11 clusters	# of areas	Children	Elderly	Chi/Eld	Agric	Urban	FemEcAc	EdPrim
C01_11	114	48%	5%	9.7	55%	41%	15%	21%
C02_11	230	45%	5%	8.6	51%	46%	20%	21%
C03_11	73	42%	7%	5.8	41%	48%	31%	34%
C04_11	69	42%	7%	6.3	36%	57%	23%	52%
C05_11	141	39%	5%	7.1.	25%	69%	31%	52%
C06_11	210	37%	7%	5.1.	28%	65%	31%	52%
C07_11	152	32%	7%	4.3.	13%	83%	40%	67%
C08_11	176	31%	9%	3.4.	20%	71%	34%	74%
C09_11	86	27%	13%	2.0	9%	89%	48%	82%
C10_11	69	24%	11%	2.2	10%	89%	56%	77%
C11_11	76	21%	19%	1.1	2%	98%	55%	92%

Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.

Movements over time among clusters for each sub-national area

We observed changes of age-sex distributions by counting transitions from one cluster to another for each pair of contiguous censuses. For example the City of Buenos Aires' results for 1970, 1980, 1991, 2001 and 2010 provide data for four transitions. Cuba, with results in the IPUMS database only for 2002, does not contribute to this analysis.

Table 4
Latin America and the Caribbean from 1960 to 2011: Movements of sub-national areas within 4 main and 11 more detailed clusters over time

	4 main clusters	11 more detailed clusters
Same	644	422
Higher	418	622
(+1)	408	154
(+2)	10	223
(+3)		181
(+4)		57
(+5)		5
(+6)		2
Lower	13	31
(-1)	13	20
(-2)		6
(-3)		3
(-4)		0
(-5)		2

Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.
Note: The numbers in the brackets indicate for how many clusters (+ to the right and – to the left) they moved.

Counting of movements shows that most of the areas stayed in the same cluster over time or moved to the right to a more developed stage, although some rare areas moved to the left to the clusters with socio-demographic characteristics that describe a less developed stage.

Besides observation of how sub-national areas move through clusters in general, we are sometimes interested in the changes of the population pyramid of an individual sub-national area and its connection with the clusters. First we demonstrate this with the Brazilian sub-national area Distrito Federal, the Brazilian capital.

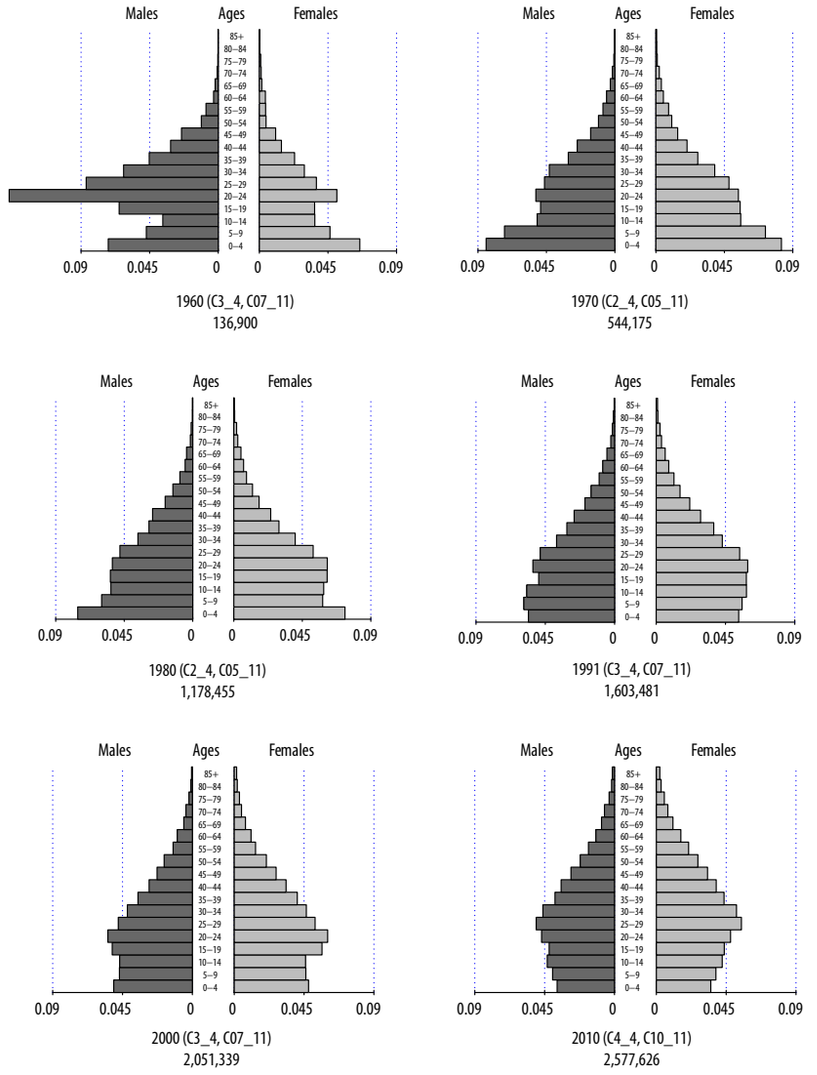
In Figure 3 we can see the very asymmetrical shape of the population pyramid in the first year (1960), strongly influenced by the population of the included Brazilian capital Brasilia, founded in 1960. In the following two decades (1970 and 1980) the population has grown rapidly. There is still a large proportion of children in the first age groups, but that proportion decreased noticeably from 1991 on. We presume that the 1960 population includes many male construction workers, some temporarily in the area, while by 1970 and 1980 the shape is influenced by incoming government workers, their partners and their newly born children. Due to its shapes, this area was included in the third (out of four) main clusters in the year 1960, then moved and remained in the second out of four clusters in the next two decades; it moved to the right, i.e. to the third out of four clusters in 1991, where it stayed also in 2000, and finally ended in the last out of four clusters. From our clustering results we detected the unusual trajectory and then the unusual shape of this area in 1960 which can be explained with the additional local knowledge – the foundation of Brasilia.

Observing movements among 4 main clusters in Table 4, there are 418 areas that moved over time to the right, among them 10 moved for 2 clusters. On the other hand, there are only 13 areas that moved to the left and all of them moved for only one cluster (one of them being the Distrito Federal of Brazil between 1960 and 1970).

Observing more detailed and therefore smaller clusters, there are naturally fewer that remain in the same cluster from one census to the next. Many more areas moved to the right (622 movements). The largest "jumps", i.e. six clusters to the right, are noticed in 2 sub-national areas (Figure 4), both moved from C02_11 in 1981 to C08_11 in 2002: Duarte and Peravia and San José de Ocoa, both Provinces of the Dominican Republic.

Figure 3

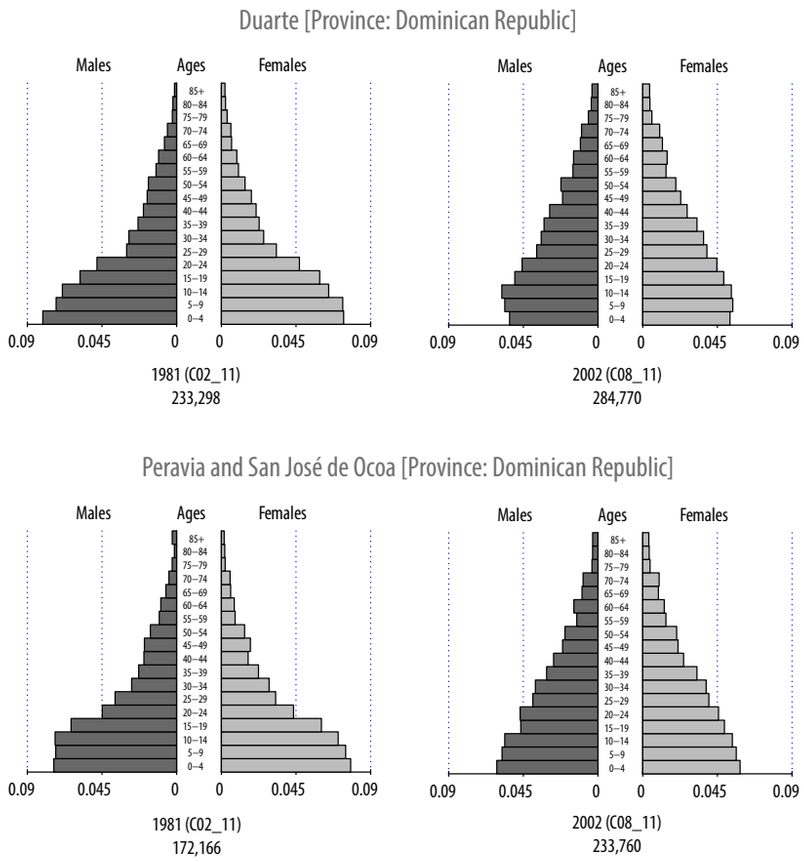
Distrito Federal (Brazil) 1960 – 2010: Population pyramids for the sub-national area with the clusters to which they belong, and the population size



Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.

Figure 4

Duarte and Peravia and San José de Ocoa [Province: Dominican Republic] in 1981 and 2002: Population pyramids for the sub-national areas with the biggest movements to the right (+6) with the cluster to which they belong, and population size



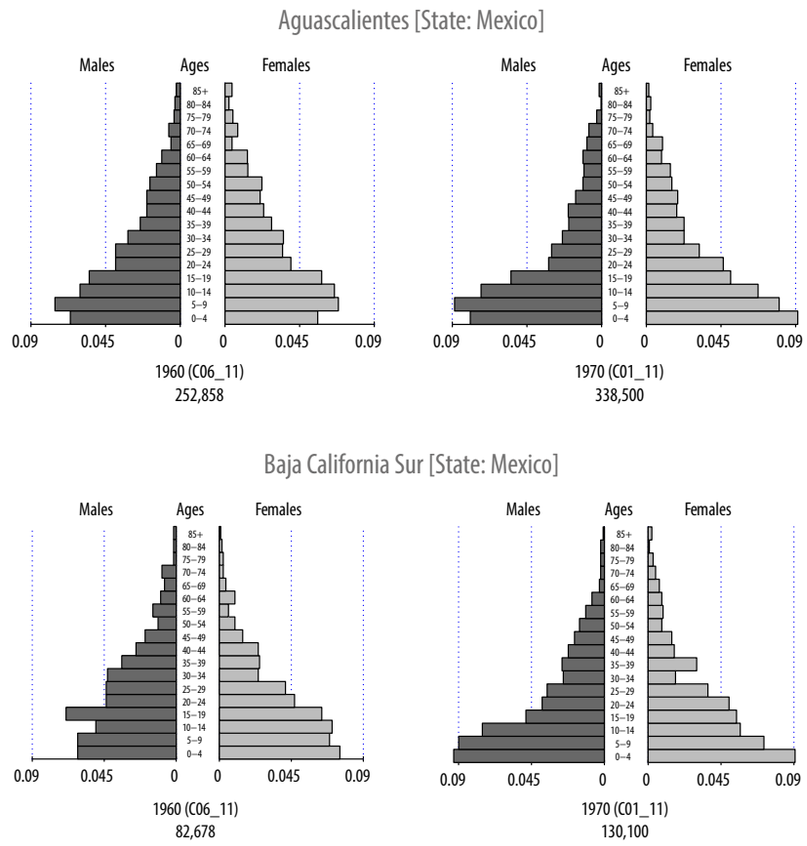
Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.

The large movement can be explained with the large time lap between data points (21 years) and the rapid reduction of fertility between the two censuses.

The largest movements to the left were detected in two states of Mexico between 1960 and 1970, Aguascalientes and Baja California Sur. Both moved for 5 clusters to the left from C06_11 into C01_11 in that single decade.

Figure 5

Aguascalientes and Baja California Sur [State: Mexico] in 1960 and 1970: Population pyramids for the sub-national areas with the biggest movements into the lower numbered clusters (-5) with the cluster to which they belong, and population size



Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.

From Figure 5 we see rather unusual shapes. We do not yet know the reason for these two changes, which may relate to specific migration or to errors in the census enumeration or processing.

In summary, with the clustering method we were able to detect the main stream of changes of age-sex structures. In most of the areas changes over time showed mainly improvements in the sense of a starting or deepening of the demographic transition of lower fertility and mortality. On the

other hand, the clustering method also revealed some areas with unusual trajectories or pyramid shapes, which deserve to be studied separately with additional local knowledge.

Average dissimilarities in each decade

To observe average dissimilarities between age-sex structures (relative to the area population) over time, we divided the censuses by decades. Decade 1960s includes censuses dated from 1960 to 1969, decade 1970s includes censuses dated from 1970 to 1979 and so on. For Mexico there are censuses in two years in the 1990s and in the 2000s (Appendix, table A2). We excluded from the calculation data from Mexico for 1995 and 2005. For the same reasons we also excluded from decade 2000s data from Puerto Rico for 2005. For the rest of the sub-national areas we calculated average dissimilarity for each decade, where we also here (as in the clustering approach) used squared Euclidean distance in consistency with the clustering procedure and is also related with component variance. Component variance (calculated as an average of square distance of area percentage from country mean in this age-group) measures area deviation in each age-group. So the calculated average dissimilarity equals 2-times sum of variances in each component (each age-group). If it is divided by 2 and also by 36, it represents mean component variance. Its square root can be seen as mean standard deviation across the age groups.

The average dissimilarities in each decade are the following (all average dissimilarities are multiplied by 10,000 for easier comparisons, as if the age-sex distributions were expressed as percentages of the population): 24.8 in 1960s, 26.2 in 1970s, 27.2 in 1980s, 24.3 in 1990s, 24.2 in 2000, and 18.5 in 2010. Since we don't have the same sub-national areas in each decade (see Figure 2) these values are not comparable. Therefore, we made comparisons for each pair of contiguous decades separately, for each pair using only the DAM that are recorded in both decades. We then calculated the average dissimilarity between the same sub-national areas in the first decade and then the second decade:

- between 1960 and 1970 (135 common sub-national areas) from 24.8 to 25.9,
- between 1970 and 1980 (181 common sub-national areas) from 29.8 to 26.4,
- between 1980 and 1990 (172 common sub-national areas) from 28.6 to 24.9,

- between 1990 and 2000 (267 common sub-national areas) from 24.3 to 21.1,
- between 2000 and 2010 (159 common sub-national areas) from 22.9 to 18.5.

As we can see the only increase of the average dissimilarity between sub-national areas is from 1960 to 1970. In all other pairs of decades (from 1970 to 1980, from 1980 to 1990, from 1990 to 2000, and also from 2000 to 2010) the average dissimilarity decreased. We can say that in each decade except from 1960 to 1970 the observed age-sex structures had become more similar. The biggest reduction in average difference between areas is detected from 2000 to 2010.

If we compare sub-national areas from 1960 with the same areas in 2010, there are 111 common areas in our data set and the dissimilarity between their relative age-sex distributions (measured with squared Euclidean distance, multiplied by 10,000 for comparison reasons) decreased from 27.8 in 1960 on 14.9 in 2010.

Similar comparisons were made for each country separately, and the results are given in Table 5. For some countries, census samples in decades before 1990 were incomplete because of missing data. For these entries in Table 5, the difference in average dissimilarity between the complete decade and the incomplete decade was computed from the areas that the two decades had in common, and the table completed using these differences between decades. For Latin America and the Caribbean, the census samples were different each decade; 2000 was taken as the 'anchor year' for the continental time series in the first line of Table 5 and the other years constructed from the differences between decades calculated from common areas as above.

In Argentina, Costa Rica, and Uruguay the average dissimilarity among sub-national areas decreased in each decade. The same can be noticed for Paraguay and Venezuela from 1980 on, and for Brazil and Mexico from 1990 on. On the other hand, we can see increasing average dissimilarities among sub-national areas in each decade for Bolivia and Nicaragua, and also for Panama from 1970 on. In some countries, the average dissimilarity varies a lot between years (e.g. Haiti has especially high differences in 1980, while Chile saw the average dissimilarity between its regions drop in 1990 to one third of its value in previous decades.). The explanation for changes within each country will require more detailed consideration of the data with additional local knowledge.

Table 5
Latin America and the Caribbean from 1960 to 2011: The average dissimilarity between age-sex structures of sub-national areas within each country in each decade

	No. of areas in 2000	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Latin America and Caribbean		33.4	34.5	31.1	27.4	24.2	19.8
Argentina	24		29.88	21.86	17.24	13.29	9.31
Bolivia	8		5.50		5.84	6.31	
Brazil	25	25.37	8.16	13.51	13.65	12.21	10.75
Chile	8	12.02	8.97	9.51	3.04	2.47	
Colombia	24	8.78	9.15	9.72	11.06	8.21	
Costa Rica	7	6.63	5.82	5.05		4.21	3.85
Cuba						3.41	
Dominican Republic	25	8.87	7.84	9.03		9.67	9.13
Ecuador	14	12.82	10.21	10.75	9.86	10.51	10.78
El Salvador	14				6.09	6.06	
Haiti	4		2.56	12.53		5.43	
Jamaica	14			7.37	6.23	6.40	
Mexico	32	8.34	5.39		6.30	5.86	4.92
Nicaragua	15		4.78		6.85	10.63	
Panama	7	14.10	11.76	15.86	16.35	17.62	19.08
Paraguay	10		15.75	20.65	15.95	11.88	
Peru	25				15.45	11.81	
Puerto Rico	6			12.16	7.76	5.70	6.70
Uruguay	19	12.76	9.85	7.41	6.86	6.51	6.18
Venezuela	22		8.10	8.45	7.94	6.74	

Source: Analysis of age-sex structures of DAM, from national censuses held in IPUMS.
Note: All countries include a census sample in the 2000 decade. The number of DAM in that decade is shown. The extra censuses in 1995 (Mexico) and 2005 (Mexico and Puerto Rico) are not included. Where the areas in the dataset vary from decade to decade, a time series has been constructed (see text). The constructed values are given in the table in italics. Blank cells indicate no census sample in that decade.

Differences in average dissimilarity *between* countries are also of interest from Table 5 but should be treated with caution. They reflect not only demographic inequality, but administrative boundaries. As an illustration, the administrative merging of two areas with very different age-sex structures would produce a single area with intermediate age-sex structure, and

reduce the average dissimilarity in the country without changing any of its demographic circumstances.

Nonetheless, the average dissimilarity between DAM age-sex structure in Argentina, Brazil, Panama, Paraguay and Uruguay in 2000, were each well over twice as high as the dissimilarities between the DAM of Costa Rica, Chile or Cuba. Again, further analysis would be needed to understand the extent to which these country differences could be due to the impact of administrative boundaries in each country, to socio-economic inequality since we have shown a close relationship between socio-economic indicators and age-sex structure, and to different trajectories of the demographic transition within each country.

Discussion

This analysis has taken a novel approach to understanding variation and demographic trends by grouping area age-sex pyramids using cluster analysis. The focus of our observations was diversity of the age-sex structures of sub-national areas (relative to the whole population in the observed area). We chose Ward's agglomertive hierarchical method based on squared Euclidean distance since this clustering method has the analysis of variance perspective. Four main clusters are clearly detected. The four clusters are clearly ordered and distinguished by a reducing percentage of young, an increasing proportionof elderly, a reduction of the percentage of workers in agriculture, and increases in the percentage of women working and the percentage achieving primary education. They clearly reflect different levels of progress both in the demographic transition and in economic development. This idea of progress is confirmed by the movement of individual areas across time which is generally along an order of the clusters from youthful to older and from low to higher levels of socio-economic development. We extended observation to eleven more detailed sub-clusters that also shows the same pattern of changing age-sex structures.

While most areas have changed their age structure over time in the period between 1960 and 2011 in line with starting or deepening the demographic transition of lower fertility and mortality, the clustering method also reveals some areas with unusual trajectories or pyramid shapes. These require local knowledge for their explanation (for example, the Brazilian sub-national area Distrito Federal developed as the Brazilian capital). It is tempting to suggest that age structure might be predicted on the basis of the clear time-pattern shown in this study. In general diagnostic terms this is certainly a helpful observation. Planning can expect a continuation

of ageing in subnational areas. However, the analysis is in the nature of a powerful demonstration of demographic trends, and has not been developed into a prognostic tool. The priority for projections of age structure should remain the improvement of vital statistics and censuses, and the development of sub-national cohort component demographic projections. The unusual cases of discontinuous development of age structures are a warning however, firstly that local knowledge can improve demographic projections if shocks of migration can be foreseen, but also that catastrophes or other shocks can often not be foreaseen but significantly affect the localage composition.

Some countries are very homogenous (Cuba, Chile, Costa Rica), and others are very diverse in their sub-national age-sex structure (Argentina, Brazil, Ecuador, Panama).

Our study has used data available for twenty countries, with a different selection of countries in each decade dependent on those national censuses which have been deposited with the IPUMS. In order to compare across decades the study has computed the average dissimilarity of age-sex structures among sub-national areas that were common in the study for adjacent decades. This indicates that age-sex structures have become steadily more similar since the 1970s. According to the evidence of these data, one can confirm a convergence in sub-national age-sex structures during the last 4 decades.The close association of other variables with age-sex structures suggests that variation in age composition fairly measures social inequalities in a country and over time.

We believe that obtained statistical results help as to identify some relations that in combination with additional local expert knowledge provide more in depth understanding of time changes of these areas.

References:

Batagelj, V., Kejžar, N. and Korenjak-Černe, S. (2015), "Clustering of Modal Valued Symbolic Data", in *ArXiv e-prints*, 1507.06683, July 2015.

Batagelj, V. and Kejžar, N. (2010), c*lamix - Clustering symbolic objects R package*, in <https://r-forge.r-project.org/projects/clamix/>, accessed 31st May 2017.

González, L. y Torres, E. (2012), "Estimaciones de Población en Áreas Menores en América Latina: revisión de métodos utilizados", en Cavenaghi, S (ed.) *Estimaciones y proyecciones de población en América Latina: desafíos de una agenda pendiente*, Rio de Janeiro: ALAP, Serie e-Investigaciones N.º 2.

IPUMS (2015), *Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.4 [Machine-readable database]*. Minneapolis: Minnesota Population Center, University of Minnesota, in <https://international.ipums.org/international/>, accessed 31st May 2017.

Jannuzzi P. (2012), "Proyecciones de Población y Políticas Públicas: Importancia y Desafíos de las Nuevas Agendas", en Cavenaghi S (ed), E*stimaciones y proyecciones de población en América Latina: desafíos de una agenda pendiente*, Rio de Janeiro: ALAP, Serie e-Investigaciones N.º 2.

Korenjak-Černe S., Kejžar, N. and Batagelj, V. (2015), "A weighted clustering of population pyramids for the world's countries, 1996, 2001, 2006", in *Population Studies: A Journal of Demography* Vol. 69, No. 1, p. 105-120.

ALAP (2017), *Análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe (s-ALyC)*, Asociación Latinoamericana de Población (website), <http://www.alapop.org/alap/index.php?option=-com_content&view=article&id=1427&Itemid=744>, accessed 31st May 2017.

Appendix A

Table A1
48 excluded IPUMS sub-national areas with missing data (NA)

DAM_code+Year:
"32058 1970" "32078 1970" "32094 1970" "32099 1970" "68009 1976" "68009 1992" "76011 1970" "76014 1970" "152012 1960" "152099 1960" "152099 1970" "170018 1964" "170081 1964" "170086 1964" "170088 1964" "170091 1964" "170095 1964" "170081 1973" "170091 1973" "170095 1973" "170091 1985" "170095 1985" "170091 1993" "214010 1960" "214015 1960" "214016 1970" "218014 1962" "218016 1962" "218019 1962" "218021 1962" "218099 1962" "484023 1960" "484023 1970" "591005 1960" "591005 1962" "600001 1962" "600002 1962" "600007 1962" "600008 1962" "600009 1962" "600010 1962" "600011 1962" "600013 1962" "600015 1962" "600099 1962" "600099 1972" "662 1980" "662 1991"

	1960-1962	1963-1964	1970-1972	1973-1976	1980-1982	1984-1985	1990-1992	1993-1996	Total
Argentina	0	0	4	0	0	0	0	0	4
Bolivia	0	0	0	1	0	0	1	0	2
Brazil	0	0	2	0	0	0	0	0	2
Chile	2	0	1	0	0	0	0	0	3
Colombia	0	6	0	3	0	2	0	1	12
Dominican Republic	2	0	1	0	0	0	0	0	3
Ecuador	5	0	0	0	0	0	0	0	5
Mexico	1	0	1	0	0	0	0	0	2
Panama	1	0	0	0	0	0	0	0	1
Paraguay	11	0	1	0	0	0	0	0	12
Saint Lucia	0	0	0	0	1	0	1	0	2
Total	22	6	10	4	1	2	2	1	48

Clustering was done on the remaining 1396 sub-national areas (DAM).

Table A2:
Number of sub-national areas – DAM by groups of years for 1396 areas

	1960-1962	1963-1964	1970-1972	1973-1976	1980-1982	1984-1985	1990-1992	1993-1996	2000-2002	2003-2007	2010-2011	Total
Argentina	0	0	21	0	24	0	24	0	24	0	24	117
Bolivia	0	0	0	8	0	0	8	0	9	0	0	25
Brazil	15	0	23	0	25	0	25	0	25	0	25	138
Chile	7	0	8	0	8	0	8	0	8	0	0	39
Colombia	0	18	0	22	0	23	0	24	0	25	0	112
Costa Rica	0	7	0	7	0	7	0	0	7	0	7	35
Cuba	0	0	0	0	0	0	0	0	15	0	0	15
Dominican Republic	23	0	24	0	25	0	0	0	25	0	25	122
Ecuador	10	0	0	14	14	0	14	0	14	0	14	80
El Salvador	0	0	0	0	0	0	14	0	0	14	0	28
Haiti	0	0	4	0	4	0	0	0	0	4	0	12
Jamaica	0	0	0	0	14	0	14	0	14	0	0	42
Mexico	31	0	31	0	0	0	32	32	32	32	32	222
Nicaragua	0	0	15	0	0	0	0	15	0	15	0	45
Panama	6	0	7	0	7	0	7	0	7	0	7	41
Paraguay	0	0	10	0	10	0	10	0	10	0	0	40
Peru	0	0	0	0	0	0	0	25	0	25	0	50
Puerto Rico	0	0	1	0	6	0	6	0	6	6	6	31
Uruguay	0	19	0	19	0	19	0	19	0	19	19	114
Venezuela	0	0	22	0	22	0	22	0	22	0	0	88
Total	92	44	166	70	159	49	184	115	218	140	159	1396

Table A3:
Number of sub-national areas – DAM in 11 clusters of 1396 areas

Detected with Ward agglomerative hierarchical clustering (rel1var)

	C01	C02	C03	C04	C05	C06	C07	C08	C09	C10	C11	Total
Argentina	0	0	18	0	1	30	4	27	29	3	5	117
Bolivia	1	7	6	0	6	5	0	0	0	0	0	25
Brazil	6	44	1	1	20	10	29	6	0	21	0	138
Chile	0	0	9	0	1	9	9	2	0	9	0	39
Colombia	12	24	0	4	22	17	13	19	0	1	0	112
Costa Rica	5	5	0	4	7	2	2	4	0	6	0	35
Cuba	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	0	15
Dominican Republic	35	22	4	9	6	13	6	24	2	1	0	122
Ecuador	9	14	19	3	6	15	1	13	0	0	0	80
El Salvador	0	1	0	15	0	8	2	2	0	0	0	28
Haiti	0	0	4	3	1	3	1	0	0	0	0	12
Jamaica	0	0	0	11	4	10	7	10	0	0	0	42
Mexico	16	40	3	12	22	30	52	41	0	6	0	222
Nicaragua	11	20	0	1	4	7	2	0	0	0	0	45
Panama	6	3	6	1	3	10	2	6	1	1	2	41
Paraguay	3	19	1	3	2	8	3	1	0	0	0	40
Peru	0	7	1	0	7	13	10	7	0	5	0	50
Puerto Rico	0	0	0	0	0	3	1	4	2	0	21	31
Uruguay	0	0	1	0	0	8	0	5	52	0	48	114
Venezuela	10	24	0	2	29	9	8	5	0	1	0	88
Total	114	230	73	69	141	210	152	176	86	69	76	1396

Appendix B
Calculations for representing age-sex structure with one vector

The age-sex distribution of a population in sub-national area X at a specific census is represented with one 36-component vector (18 age groups for each sex), where the sum of all components equals 1:

$$\vec{p}_X = [p_{X1}, p_{X2}, \ldots, p_{X36}]^T, \sum_{j=1}^{36} p_{Xj} = 1.$$

Dissimilarity between sub-national areas X and Y measured with

- squared Euclidean distance[4] $d(X,Y) = \left\| \vec{p}_X - \vec{p}_Y \right\|^2 = \sum_{j=1}^{36} (p_{Xj} - p_{Yj})^2$

- Euclidean distance $d(X,Y) = \left\| p_X - p_Y \right\| = \sqrt{\sum_{j=1}^{36} (p_{Xj} - p_{Yj})^2}$

(Average) Dissimilarity between areas in a country = $\frac{1}{nCo \cdot nCo} sum_Co$

$$sum_Co = \sum_{X \in Co} \sum_{Y \in Co} d(X,Y)$$

nCo = number of sub-national areas *X* in the country *Co*

Dissimilarity between sub-national area X and representative (average) of the cluster Cl measured with

- squared Euclidean distance $d(X,Cl) = \left\| \vec{p}_X - \vec{p}_{Cl} \right\|^2 = \sum_{j=1}^{36} (p_{Xj} - p_{Clj})^2$

- Euclidean distance $d(X,Cl) = \left\| p_X - p_{Cl} \right\| = \sqrt{\sum_{j=1}^{36} (p_{Xj} - p_{Clj})^2}$

4 For the squared Euclidean distance, the average dissimilarity between areas represents the sum of components' variance, multiplied by 2.

Dissimilarity between sub-national area X and average of the country Co measured with

- squared Euclidean distance $d(X,Co) = \left\| \vec{p}_X - \vec{p}_{Co} \right\|^2 = \sum_{j=1}^{36} (p_{Xj} - p_{Coj})^2$

- Euclidean distance $d(X,Co) = \left\| p_X - p_{Co} \right\| = \sqrt{\sum_{j=1}^{36} (p_{Xj} - p_{Coj})^2}$

(Average) Dissimilarity between a country's areas and their country age-sex structure

(a) = $\frac{1}{nCo} sum_d(X, Co)$

$$sum_d(X, Co) = \sum_{X \in Co} d(X, Co)$$

(Average) Dissimilarity between a country's areas and their 4-cluster age-sex structure

(b) = $\frac{1}{nCo} sum_d(X, 4Cl)$

$$sum_d(X, 4Cl) = \sum_{X \in Co} d(X, 4Cl)$$

(Average) Dissimilarity between a country's areas and their 11-cluster age-sex structure

(c) = $\frac{1}{nCo} sum_d(X, 11Cl)$

$$sum_d(X, 11Cl) = \sum_{X \in Co} d(X, 11Cl)$$

Convergencia de la fecundidad y proyecciones de población a nivel sub-nacional

Sub-National Convergence of Fertility and Population Projections

Nicolás Sacco[1]
Gabriel Mendes Borges[2]

1 Investigador Postdoctoral, Departamento de Demografía, Centro de Desarrollo y Planificación Regional (Cedeplar), Universidad Federal de Minas Gerais, Brasil, <nsacco@cedeplar.ufmg.br>

2 Instituto Brasilero de Geografía y Estadística (IBGE) y University of California, Berkeley – beca CAPES – Brasil, <gmendesb@hotmail.com>

Resumen

Las proyecciones de población asumen, en general, la convergencia demográfica en escenarios de transición avanzada de la fecundidad. El objetivo de este capítulo fue observar, de forma comparada, los cambios en la fecundidad de Argentina y Brasil, a nivel sub-nacional, desde mediados del siglo XX hasta principios del siglo XXI. Se realizó un análisis descriptivo de la evolución de la Tasa Global de Fecundidad de periodo según regiones y provincias/estados, disponiendo de los datos provenientes de estadísticas de registros y censos. Se utilizaron medidas de convergencia y dispersión para evaluar esa hipótesis a nivel geográfico regional/provincial en los países bajo análisis. Si bien se encontraron a nivel sub-nacional, en general, patrones convergentes durante el periodo de estudio, la observación de diferenciales provinciales y regionales interpela a algunos de los supuestos detrás de las proyecciones.

Palabras clave: Proyecciones. Estadísticas vitales. Fecundidad. Convergencia demográfica.

Abstract

Population projections assume, in general, the demographic convergence in post-transitional stages of fertility. The objective of this article is to observe, in a comparative approach, the changes in the fertility of Argentina and Brazil from the middle of the 20th century until the beginning of the 21st century. A descriptive analysis of the evolution of the Total Fertility Rate for the period was carried out according to the provinces, with the data coming from registration statistics and censuses, using convergence and dispersion measures to evaluate this hypothesis. Although provinces show, in general, increasing patterns of convergence during the period of study, higher as time passes, the observation of provincial differentials addresses some of the assumptions behind the projections

Key words: Projections. Vital statistics. Fertility. Demographic convergence.

Introducción

América Latina y el Caribe (ALyC) presenta actualmente la menor dispersión en sus niveles de fecundidad y distintos estudios afirman que continuará esta tendencia en el futuro, como parte de un fenómeno global, tanto dentro de cada país como entre grupos sociales y regionales (CELADE, 2014). Dados los cambios contemporáneos en las tendencias en el nivel de la fecundidad desde el último cuarto del siglo XX en la región, caracterizados por un régimen de baja fecundidad (Cabella y Pardo, 2014) y crecientes niveles de desigualdad socio-económica, deberían esperarse –de acuerdo al paradigma de la transición demográfica– niveles divergentes de fecundidad en áreas geográficas relativamente menos desarrolladas, y crecientes niveles de convergencia en áreas relativamente más desarrolladas.

Estudios comparativos de la transición de la fecundidad en países de baja fecundidad muestran que a medida que el promedio de hijos por mujer desciende, los niveles de convergencia tienen a aumentar: sub-regiones dentro de cada país con menores niveles de desarrollo relativo deberían, en consecuencia, caracterizarse por crecientes procesos de concertación hacia un patrón global de descenso continuo (Wilson, 2011).

La investigación empírica dirigida a analizar las transformaciones de la fecundidad en ALyC da cuenta que la disminución de este factor en los últimos cuarenta años no es sólo una reacción adaptativa a las mejoras económicas y sociales, sino más bien de la propagación de ciertas actitudes y comportamientos clave, independientes de los niveles de desarrollo socio-económico. En este contexto, las discusiones acerca de la convergencia regional de la fecundidad en el marco de las formulaciones teóricas clásicas en demografía, son útiles para el entendimiento de las dinámicas de población y pueden ser utilizadas como base plausible para proyecciones de población (Wilson, 2013).

Las proyecciones oficiales de la fecundidad al nivel subregional en Brasil (Unidades de la Federación), por ejemplo, construyeron hipótesis basadas en las evidencias del cambio de la fecundidad en el pasado y en la revisión de las teorías sobre transición de la fecundidad. Características culturales y socio-económicas específicas de los países podrían indicar tendencias contradictorias en relación a la convergencia regional. En el caso de Brasil, que se puede extender a otros contextos latinoamericanos, por un parte, la relativa homogeneidad cultural podría llevar a una convergencia en el comportamiento reproductivo de la población como consecuencia de un proceso de difusión. Por otra parte, la persistencia de importantes contrastes regionales resultaría en el mantenimiento de patrones de fecundidad

desiguales. Como resultado de estas consideraciones, se proyectó una disminución de los diferenciales estaduales de la fecundidad hasta una convergencia. Sin embargo, no se consideró una convergencia completa entre todos los estados en el horizonte de la proyección, sino distintas convergencias entre aquellos estados que ya presentaran niveles de fecundidad similares en el último año observado (Campos y Borges, 2015).

Las hipótesis adoptadas para la proyección de la fecundidad de las provincias de Argentina son semejantes. Las tasas globales de fecundidad fueron extrapoladas de acuerdo con la evolución esperada para el total del país. Se supone que los cocientes de los incrementos relativos entre el año proyectado y el año inicial respecto de las tablas óptimas, son iguales en el área total y en cada una de las provincias componentes. Este procedimiento asume que no hay cambio en el ranking de la fecundidad en las provincias y supone que todas tienden al mismo valor óptimo en el infinito, hacia una convergencia regional (Instituto Nacional de Estadística y Censos [INDEC], 2013).

A pesar de las consideraciones sobre convergencia en la definición de las hipótesis futuras de la fecundidad en el contexto de las proyecciones de población, estas cuestiones nunca han sido sistemáticamente medidas. Por esta razón, y siguiendo las preguntas-guía propuestas por el pre-evento –(a) ¿Ha disminuido la variación entre DAM (Divisiones Administrativas Mayores): ¿Provincias, Estados, etc.?, o sea, ¿qué evidencia existe de convergencia demográfica?; (b) ¿es la similitud entre DAM más fuerte dentro de un país, o entre las DAM similares de otros países? y (c) ¿qué se puede aprender de esta evidencia para hacer más confiable los supuestos que subyacen en las proyecciones de población futura? —el objetivo de este capítulo fue abordar las tendencias de la fecundidad desde mediados del siglo XX en Brasil y Argentina, en clave comparativa. Específicamente, se realizó un análisis descriptivo de la fecundidad de periodo a lo largo del lapso 1940-2010[3] según las provincias/estados que integran cada país a partir de la utilización de datos de estadísticas vitales, censos, proyecciones oficiales de población y medidas de convergencia y dispersión.

Se seleccionaron dos de los países más grandes de la región ya que sus trayectorias de transición de la fecundidad tuvieron un derrotero comparable, pero al mismo tiempo, muy diferencial y representan, de modo general, a otras coyunturas demográficas latinoamericanas. El análisis de los diferenciales entre distintas provincias/estados tuvo como fin distinguir patrones de convergencia en el pasado y en el presente de los niveles de fecundidad. La perspectiva adoptada tiene como objeto realizar un aporte

3 A partir de 1955 para el caso de Argentina.

para las metodologías de proyecciones demográficas y, a la vez, lograr un mayor conocimiento de la dinámica demográfica según agregados poblacionales a nivel subnacional.

En la primera parte del capítulo se describen los datos utilizados y las principales medidas de convergencia adoptadas. En la sección Resultados se describen las diferencias del nivel de la fecundidad por provincia y periodos, en clave comparativa según país y año calendario, para los datos históricos y las proyecciones oficiales. Se resumen, por último, los principales hallazgos en Conclusiones.

Datos y Métodos

Se utilizaron, para el caso de Brasil, estimativas de fecundidad calculadas por el Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) utilizando técnicas demográficas indirectas[4] con base a los censos demográficos desde 1940 hasta 2010 y las últimas proyecciones oficiales de población (IBGE, 2013). Para Argentina, fueron utilizadas las tasas de fecundidad por provincia provenientes de estadísticas vitales y sus estimaciones: para el periodo 1955 a 1980 se utilizaron los datos de Pantelides (1989). Luego de esa fecha (1980-2010) se empleó la información proveniente del registro de hechos vitales, elaborados por la Dirección de Estadísticas e Información de Salud[5] y las últimas proyecciones oficiales de población (INDEC, 2013).

El análisis de los niveles de fecundidad estuvo dado a partir de la Tasa Global de Fecundidad (TGF), de acuerdo a la fórmula:

$$TGF = 5 \sum_{x=15-19}^{x=45-49} F(x)$$

donde *F(x)* representa la tasa de fecundidad del grupo etario *x*, calculada a partir del cociente entre el total de nacimientos por año de mujeres en el grupo *x* sobre el total de mujeres en el mismo grupo, medida que representa el número promedio de hijos, al término de la vida fértil, en una cohorte sintética de mujeres no expuesta al riesgo de mortalidad y que

4 Las tasas de fecundidad para los estados creados durante el periodo bajo análisis fueron reconstruidas preservando las relaciones proporcionales en el primer periodo observable.

5 Dependiente de la Dirección de Estadísticas e Información de Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de la Nación–, que produce estadísticas anuales correspondientes al total de registros de nacimientos, defunciones, defunciones fetales y matrimonios, con cobertura territorial nacional Datos disponibles en http://deis.msal.gov.ar/. Estos datos no fueron corregidos de forma alguna.

experimentaron las tasas de fecundidad por edad observadas en el periodo de estudio.

A modo de resumir información, las regiones (delimitadas de forma comparable en el tiempo) fueron construidas mediante el agregado de provincias/estados según los criterios estadísticos de cada país, de acuerdo a los siguientes esquemas:

Esquema 1:
Regiones de Argentina según Provincias

CABA (Ciudad de Buenos Aires)
Pampeana (Buenos Aires, Córdoba, Santa Fe, Entre Ríos, La Pampa)
Cuyo (Mendoza, San Juan, San Luis)
Patagonia (Chubut, Santa Cruz, Tierra del Fuego, Río Negro, Neuquén)
Noroeste (Tucumán, Salta, Santiago del Estero, Jujuy, Catamarca, La Rioja)
Nordeste (Corrientes, Chaco, Misiones, Formosa).

Fuente: INDEC (2012).

Esquema 2:
Regiones de Brasil según Provincias

Centro-Oeste (Goiás y Tocantins, para los años 1991, 2000 y 2010), Mato Grosso y Mato Grosso do Sul, Distrito Federal)
Nordeste (Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte y Sergipe)
Norte (Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia, Roraima)
Sudeste (Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro y São Paulo)
Sur (Paraná, Río Grande do Sul y Santa Catarina)

Fuente: IBGE (2011)

Siguiendo a Borges (2016), para evaluar patrones de convergencia o divergencia en la TGF se utilizaron distintas medidas estadísticas resumen y de dispersión. Se aplicó el Rango , el Rango Intercuartílico (RIQ) y el desvío estándar, con la fórmula:

$$\left(\sigma = \sqrt{\frac{\sum(X-\mu)^2}{N}}\right).$$

A su vez, fueron empleadas otras medidas de dispersión relativa: el Coeficiente de Desviación de Cuartiles (CDC) según el cálculo:

$$CDC: \left(\frac{Q_3 - Q_1}{Q_3 + Q_1}\right)$$

y el Coeficiente de variación (CV):

$$CV: \left(\frac{\sigma}{\mu}\right).$$

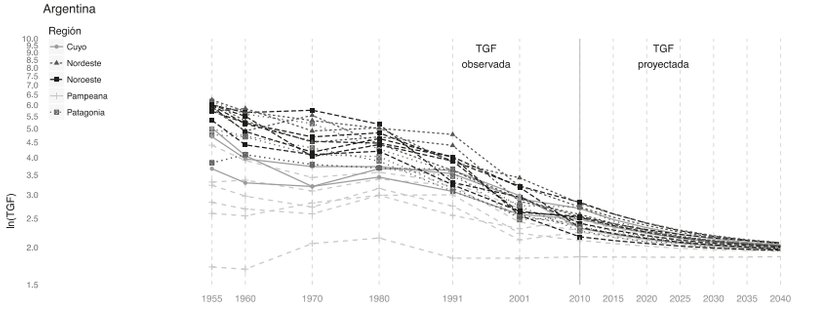
Las medidas de dispersión relativa tienden a ser más informativas para análisis de las tendencias de la fecundidad. Para abordar la pregunta (a), en primer lugar, se compararon las diferencias de TGF a nivel de provincias por país y períodos y, en segundo lugar, se describieron las diferencias intra-provinciales por país. Se computó el cambio temporal en una medida de dispersión (el coeficiente de variación o CV) para medir la comúnmente llamada convergencia σ; una medida de convergencia (la convergencia β) (Sala-i-Martin y Centre for Economic Policy, 1995; Dorius, 2008); y el coeficiente tau-b de Kendall (la convergencia γ) de la TGF para cada nivel de análisis. Valores negativos de los coeficientes se interpretan como convergencia, mientras que los valores positivos indican divergencia. Para más detalles sobre las ventajas de utilización de estas medidas véase Borges (2016).

Resultados

Los resultados de esta propuesta se resumen en los Gráficos 1 y 2 (por región) y en la Tabla 1 (para Brasil) y la Tabla 2 (para Argentina) en el anexo (por provincias/estados). En primer lugar, las tendencias de la TGF a lo largo del período de observación en Brasil se caracterizan por un nivel general más alto que en Argentina de la TGF, hasta el 1980. A su vez, a lo largo del periodo se distingue un descenso mucho más fuerte y pronunciado, aunque menos convergente que el de Argentina, superando los niveles más bajos de fecundidad de este país hacia el 2010. El proceso de caída de la fecundidad en Brasil comienza en los años setenta y sigue hasta el 2010. La convergencia de la TGF empieza solamente a partir del año 1990, mientras que en Argentina la fecundidad es convergente durante todo el periodo bajo análisis.

Grafico 1

Argentina, 1955-2040: Tasa Global de Fecundidad e indicadores de convergencia provincia según año (escala logarítmica)

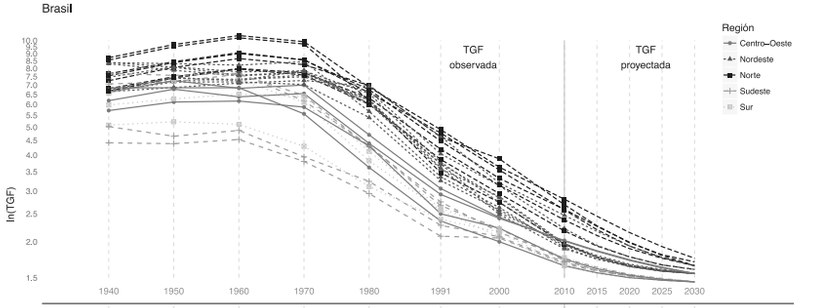


convergencia – σ	−0.004	−0.001	−0.005	−0.001	−0.004	−0.005	−0.004	−0.003	−0.003	−0.002	−0.001	−0.001
convergencia – β	−0.021	−0.021	−0.026	−0.017	−0.039	−0.055	−0.044	−0.043	−0.046	−0.04	−0.038	−0.039
convergencia – γ	0.81	0.81	0.81	0.63	0.58	0.48	0.99	0.97	0.97	0.96	0.93	0.96

Fuente: Pantelides (1989); Estadísticas Vitales (VVAA); INDEC (2013).

Grafico 2

Brasil, 1940-2040: Tasa Global de Fecundidad e indicadores de convergencia estado según año (escala logarítmica)



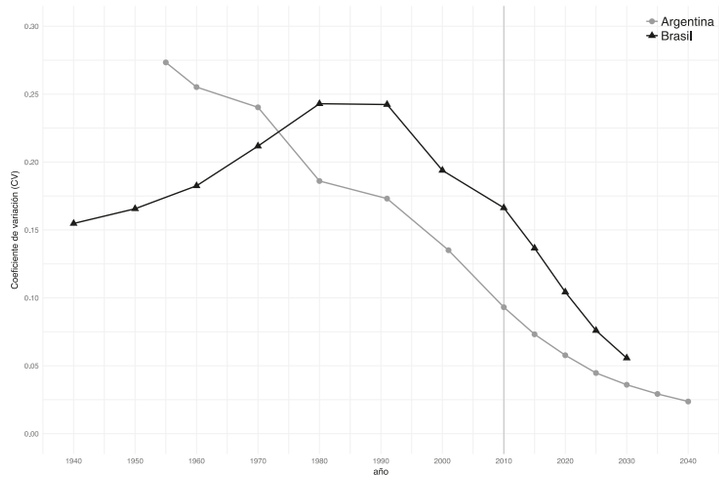
conv – σ	0.001	0.002	0.003	0.003	0	−0.005	−0.003	−0.006	−0.006	−0.006	−0.004	
conv – β	0.006	0.003	0.016	0.003	−0.01	−0.03	−0.019	−0.036	−0.046	−0.053	−0.053	
conv – γ	0.78	0.83	0.73	0.68	0.85	0.86	0.81	0.98	0.98	0.97	0.96	

Fuente: Estadísticas Vitales (VVAA); IBGE, Departamento de Estudios y Análisis de la Dinámica Demográfica e IBGE (2013).

Los valores del *CV* en Brasil crecen en el lapso 1940-1980, se mantiene estables y aumentan entre 1980-1991, cuando comienzan su ciclo descendente, pero se encuentran por encima de los de Argentina desde los años 1980 (Gráfico 3).

Grafico 3

Argentina y Brasil, 1940-2040: Coeficiente de variación de la Tasa Global de Fecundidad por provincia/estado según año



Fuente: Pantelides (1989); Estadísticas Vitales (VVAA); IBGE, Departamento de Estudios y Análisis de la Dinámica Demográfica. INDEC (2013) e IBGE (2013).

Los niveles de convergencia considerados a partir del coeficiente β en Brasil confirman la tendencia divergente de la fecundidad durante todo el ciclo hasta el periodo 1970-1980. Los valores positivos de la convergencia β en esos años indican que los estados que presentaron la mayor caída de la fecundidad fueron aquellos que ya tenían niveles más bajos al inicio del periodo. El periodo de más alta divergencia se da en los años 1960, con coeficiente β de 0.016. Si bien se mantiene una tendencia convergente hacia 2010, su intensidad es menor que en la Argentina.

En este último país se observan marcados diferenciales históricos por región en la TGF. En las provincias del Norte (Nordeste y Noroeste) se presentan sus valores más altos, superando los 5 hijos por mujer en 1980. Las provincias de estas dos regiones se mantienen al mismo tiempo como las de mayor nivel de TGF hacia 2010. Las tasas más bajas fueron observadas en la Ciudad de Buenos Aires y las provincias de la región Pampeana, oscilando alrededor de 3 hacia 1980. También son estas las regiones las que para el 2010 se mantienen por debajo del resto. Lo que muestra el comportamiento de esta variable en cada una de las regiones es que, si bien las regiones y/o provincias que ya mantenían los menores niveles de TGF continúan una tendencia descendente a lo largo del período de observación, el declive es

más pronunciado en las regiones que hacia 1980 ostentaban los más altos niveles de fecundidad.

El coeficiente de variación desciende entre 1955 hasta 2010, indica la convergencia σ para todo el periodo de análisis, mientras que el coeficiente de convergencia β muestra una tendencia hacia la convergencia similar entre provincias durante el período 1955-1970, leve convergencia entre 1980-1991 para luego retomar un valor de convergencia relativamente más alto hasta 2010. La última década fue el período de más alta convergencia β en Argentina (−0.055), consecuencia de una importante caída del coeficiente de variación (convergencia σ) y el más alto cambio en el ranking de las provincias (convergencia γ= 0.48).

Vistos ambos países a lo largo del período 1950-2010 en conjunto, la convergencia en Argentina (-0.015) parece más alta que la de Brasil (-0.008). Considerando ambos países durante 1980-2010, la convergencia observada a partir de β y la variación según el *CV* revelan que el proceso hacia similares niveles de la TGF por provincias partió de niveles más divergentes y heterogéneos en Brasil, con un alto nivel de convergencia durante el periodo 1991-2000, años en los cuales este proceso en Argentina se estancó. En este país si bien el proceso de transición de la fecundidad fue anterior, más homogéneo y constante a lo largo del periodo, su intensidad fue mucho menor.

La convergencia γ indica cambios moderados en el ranking de los estados de Brasil. Las décadas de 1960 (0.73) y 1970 (0.68) fueron las que presentaron mayores cambios en el orden de los estados por nivel de fecundidad. En Argentina, no hubo mucho cambio en el ranking de las provincias entre 1955 y 1980, pero a partir de ese año la variación en el orden ha sido significativa, especialmente en la última década. Los cambios para el todo el periodo 1950/2010 fueron un poco más intensos en Argentina (convergencia γ = 0.38) que en Brasil (convergencia γ = 0.43).

Las Tablas 3 y 4 en el anexo y el Gráfico 1 muestran las tasas de fecundidad, las estadísticas resumen y las medidas de dispersión y convergencia de la TGF proyectadas por IBGE y INDEC para Brasil y Argentina. Se observa que el proceso de convergencia en las tasas de fecundidad está implícito en ambas las proyecciones. El *CV* de Brasil cae de 0.17 en 2010 para 0.06 en 2030, mientras el de Argentina cae de 0.09 en 2010 para 0.02 en 2040. El coeficiente β negativo para los dos países confirma las tendencias de convergencia, mientras el coeficiente γ cerca de 1 indica el sostenimiento en el ranking de las provincias/estados observados en 2010, restricción implícita en los supuestos de las proyecciones. La convergencia implícita en

las proyecciones para los estados brasileños es más alta que la observada en cualquier periodo histórico.

Conclusiones

Los resultados obtenidos permitieron arribar a distintos hallazgos. En primer lugar, que durante mediados del siglo XX la convergencia a nivel provincial de la TGF fue más alta en Argentina que en Brasil (en este último país, se observaron tendencias divergentes de la TGF entre 1940 y 1980). En segundo lugar, que la variabilidad inter-provincial (medida a través del coeficiente de variación) fue más alta en Argentina hasta 1970, con inversión de esta tendencia a partir de ese año.

Al comparar ambos países, adicionalmente se encontró que durante el último decenio analizado (2000-2010) la convergencia de la TGF fue mayor entre las provincias de Argentina, cuyo nivel general de la fecundidad es más alto que en Brasil, aunque con menor variabilidad inter-regional. A la vez, la convergencia regional en Brasil comenzó más tardíamente que en Argentina, pero se dio en un contexto de mayor intensidad de la caída de la fecundidad, o lo que es equivalente, que la convergencia en Argentina comenzó antes que en Brasil, pero su intensidad se vio disminuida durante el decenio 1991-2001. En términos diferenciales, para el caso de Brasil es posible distinguir distintos sub-periodos de estas tendencias: 1940-1980 (divergencia); 1980-1991 (estabilidad); 1991-2000 (convergencia); 2000-2010 (menor variabilidad, menor divergencia).

Los institutos oficiales de estadística de los dos países proyectan tasas de fecundidad hacia una convergencia regional, aunque todavía existan diferenciales en los indicadores al final del periodo proyectado. Las dos proyecciones asumen también que el orden de los estados/provincias no deben cambiar en los próximos años. Este es un supuesto interesante de las proyecciones, que no se ha observado en la práctica, especialmente en Argentina, donde el ranking de las provincias ha cambiado significativamente en las últimas décadas. En efecto, el coeficiente γ, estable (0.81) desde el inicio del periodo de observación hasta el lapso 1970/1980, es descendente luego de esos años, alcanzando un valor de 0.48 para 2001/2010, lo que da cuenta de un cambio muy relevante en el ranking de las provincias de acuerdo a su nivel de fecundidad, desde finales del siglo XX hasta principios del XXI. En el caso de Brasil, además de no proyectarse prácticamente ningún cambio en el ranking de los estados, las proyecciones asumen niveles de convergencia mucho más altos que los observados en el proceso histórico de transición de la fecundidad en el país.

Retomando las preguntas del pre-evento: (a) ¿Ha disminuido la variación entre DAM (Divisiones Administrativas Mayores: Provincias, Estados, etc.)? O sea, ¿qué evidencia existe de convergencia demográfica? (b) ¿Es la similitud entre DAM más fuerte dentro de un país, o entre las DAM similares de otros países?, y (c) ¿Qué podemos aprender de esta evidencia para hacer más confiable nuestros supuestos que subyacen en las proyecciones de población futura?, se concluye, en definitiva, que son distinguibles dos fuertes procesos: Argentina, si bien parte de menores niveles que Brasil, mantiene una tendencia a la convergencia de la TGF según cada una de las provincias, en especial, en el último período intercensal donde es mucho más enfático que en Brasil. Para este último país, dados sus niveles de convergencia en los últimos veinte años y la rapidez del descenso de la fecundidad, el umbral de convergencia al que pueden aspirar es, en este sentido, menor al observado en Argentina durante 2001-2010.

A pesar de las limitaciones de la medida de momento de la TGF (y sin el análisis del mercado matrimonial), la observación a mediano plazo realizada permite concluir, por un lado que Argentina constituye un caso excepcional muy poco estudiado que con una temprana transición demográfica queda estancada en la esperable caída secular de la fecundidad, cuyas tendencias hacia la convergencia son, aún al final del periodo de observación, muy heterogéneas a nivel subnacional y, por el otro, que existen tendencias ininterrumpidas, en el caso de Brasil, de adopción de un patrón de familia más reducido que luego de 1970 involucra a toda la población, tanto en las regiones menos desarrolladas como en el resto. En efecto, las mujeres en todas las regiones convergen hacia el promedio del total del país y hacia los niveles de TGF de las regiones más desarrolladas, quienes además de ostentar menores niveles de fecundidad comenzaron antes su transición.

A despecho de las tendencias recientes de convergencia en los dos países, los cambios históricos, especialmente en Brasil, confirman que los procesos de convergencia o divergencia dependen de la fase de la transición demográfica en que se encuentra cada región. En el caso de Argentina, la variación de la fecundidad en algunas provincias, en cierta medida, contradice las proposiciones clásicas de la transición demográfica, presentando incluso aumento de la fecundidad en algunos periodos.

Esas evidencias indican que, a pesar de ser plausible una convergencia regional de la fecundidad en el corto plazo, los supuestos que subyacen en las proyecciones de población en los dos países, de fuerte convergencia, caída monotónica y mantenimiento del ranking regional, parecen poco plausibles. Poco se sabe sobre las tendencias de la fecundidad en contextos post-transicionales, pero una tendencia posible es la recuperación de la fecundidad aplazada en las regiones que alcancen bajos o muy bajos niveles de fecundidad, mientras la fecundidad en las regiones con niveles más altos sigue cayendo. Ese escenario llevaría a una convergencia inicial, seguida de divergencia e importantes cambios en el ranking regional, como consecuencia de una pérdida de las asociaciones entre características socio-económicas de las poblaciones y sus niveles de fecundidad.

Bibliografía

Borges, G.M. (2016), "Theories and measures of demographic convergence: an application for the subnational level in Latin America", Ponencia presentada en el *VII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población*, Foz de Iguazú, Brasil, 17 al 22 de octubre.

Cabella, W., y Pardo, I. (2014), "Hacia un régimen de baja fecundidad en América Latina y el Caribe, 1990-2015", en Cavenaghi, S. y Cabella, W. (eds.), *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa,* Rio de Janeiro: ALAP, Serie E-Investigaciones N° 3.

Campos, M., y Borges, G.M. (2015), "Projeção de níveis e padrões de fecundidade no Brasil", en Ervatti, L.R., Borges, G.M., y Jardim, A.P. (orgs.), *Mudança demográfica no Brasil no início do século XXI: subsídios para as projeções da população*, Rio de Janeiro: IBGE.

CELADE (2014), "La nueva era demográfica en América Latina y el Caribe. La hora de la igualdad según el reloj poblacional", en *Primera Reunión de la Mesa Directiva de la Conferencia Regional sobre Población y Desarrollo de América Latina y el Caribe*, Santiago de Chile: N. U. CEPAL.

Dorius, S. F. (2008), "Global Demographic Convergence? A Reconsideration of Changing Intercountry Inequality in Fertility", en *Population and Development Review*, Medford, MA, Vol. 34, Nº 3, p. 519–537.

IBGE (2011), "Evolução da divisão territorial do Brasil 1872-2010", en *Documentos para Disseminação - Memória Institucional*, Rio de Janeiro: IBGE, Vol. 17.

IBGE (2013), "Projeções da População: Brasil e Unidades da Federação", en *Série Relatórios Metodológicos*, Rio de Janeiro: ibge, Vol. 40.

INDEC (2013), "Proyecciones provinciales de población por sexo y grupo de edad 2010-2040", en *Serie Análisis Demográfico*, Buenos Aires: INDEC, Nº 35.

INDEC (2012), *Censo nacional de población, hogares y viviendas 2010. Censo del Bicentenario*. Vol. Serie B No. 2. Resultados definitivos (1a ed., p. 408), Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos.

Pantelides, E. A. (1989), *La fecundidad argentina desde mediados del siglo XX*, Buenos Aires: CENEP.

Sala-i-Martin, X. X. (1996), "Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence", en *European Economic Review*, Amsterdam, Vol. 40, Nº 6, p. 1325–1352.

Wilson, C. (2011), "Understanding global demographic convergence since 1950", en *Population and Development Review*, Medford, MA, Vol. 37, Nº 2, pp. 375-388.

Wilson, C. (2013), "Thinking about post-transitional demographic regimes: A reflection", en *Demographic Research*, Rostock, Vol. *28*, pp. 1373–1388.

Anexo

Tabla 2

Brasil, 1940-2010: Tasa Global de Fecundidad de periodo, estadísticos de resumen y medidas de dispersión por estado según año

Estado	Año							
	1940	1950	1960	1970	1980	1991	2000	2010
Rondônia	8,55	9,51	10,21	9,72	6,18	3,47	2,74	1,96
Acre	8,71	9,68	10,40	9,90	6,88	4,90	3,63	2,81
Amazonas	7,66	8,44	9,07	8,55	6,75	4,47	3,32	2,59
Roraima	7,54	8,38	9,00	8,57	6,58	4,77	3,55	2,58
Pará	6,80	7,48	7,99	7,72	6,31	4,19	3,14	2,38
Amapá	7,25	8,06	8,65	8,24	6,97	4,62	3,88	2,69
Tocantins	6,67	7,41	7,96	7,58	6,00	3,86	2,94	2,18
Maranhão	6,64	6,86	7,11	7,26	6,93	4,64	3,20	2,47
Piauí	7,45	8,10	7,78	7,84	6,54	3,78	2,74	1,97
Ceará	8,30	7,88	7,53	7,74	6,05	3,73	2,84	1,96
Rio Grande do Norte	8,37	8,31	8,21	8,44	5,67	3,36	2,63	1,91
Paraíba	8,39	8,07	7,58	7,74	6,19	3,72	2,53	1,97
Pernambuc	6,65	7,17	7,18	7,03	5,40	3,26	2,58	1,94
Alagoas	6,62	7,25	7,33	7,58	6,67	4,04	3,13	2,22
Sergipe	6,73	7,44	7,24	7,87	6,03	3,58	2,87	1,97
Bahia	6,75	7,39	7,32	7,48	6,23	3,61	2,49	1,89
Minas Gerais	7,69	7,56	7,69	6,17	4,31	2,67	2,22	1,72
Espirito Santo	7,06	7,19	7,63	6,44	4,28	2,75	2,16	1,75
Rio de Janeiro	4,41	4,38	4,53	3,80	2,94	2,09	2,06	1,68
São Paulo	5,02	4,65	4,87	3,94	3,24	2,28	2,08	1,70
Paraná	5,97	6,27	6,51	6,40	4,12	2,61	2,22	1,76
Santa Catarina	6,56	7,23	7,30	6,10	3,82	2,57	2,08	1,65
Rio Grande do Sul	5,08	5,22	5,11	4,29	3,11	2,39	2,16	1,67
Mato Grosso do Sul	6,18	6,77	6,37	6,54	4,39	2,92	2,41	2,02
Mato Grosso	6,62	7,25	6,82	7,00	4,70	3,06	2,43	2,01
Goiás	5,71	6,11	6,16	5,87	4,30	2,50	2,23	1,74
Distrito Federal	6,85	6,85	6,85	5,56	3,62	2,36	2,00	1,65

Estadísticos de resumen								
Indicador	Año							
	1940	1950	1960	1970	1980	1991	2000	2010
Mínimo	4,41	4,38	4,53	3,80	2,94	2,09	2,00	1,65
1er quartil	6,59	6,86	6,83	6,29	4,29	2,64	2,22	1,75
Mediana	6,75	7,39	7,33	7,48	6,00	3,47	2,58	1,96
3er quartil	7,60	8,06	7,98	7,86	6,43	3,95	3,03	2,20
Máximo	8,71	9,68	10,40	9,90	6,97	4,90	3,88	2,81
Promedio	6,90	7,29	7,42	7,09	5,34	3,41	2,68	2,03
Medidas de dispersión								
Rango	4,30	5,30	5,87	6,10	4,03	2,81	1,87	1,17
RIQ	1,01	1,21	1,14	1,57	2,13	1,31	0,81	0,46
Desvío Est,	1,07	1,21	1,35	1,50	1,30	0,83	0,52	0,34
CQD	0,07	0,08	0,08	0,11	0,20	0,20	0,15	0,12
CV	0,15	0,17	0,18	0,21	0,24	0,24	0,19	0,17
Indicador convergencia	Periodo							
	1950/ 1940	1960/ 1950	1970/ 1960	1980/ 1970	1991/ 1980	2000/ 1991	2010/ 2000	2010/ 1950
β	0,006	0,003	0,016	0,003	-0,010	-0,030	-0,019	-0,008
γ	0,78	0,83	0,73	0,68	0,85	0,86	0,81	0,43

Fuente: IBGE, Departamento de Estudios y Análisis de la Dinámica Demográfica.

Tabla 3

Argentina, 1955-2010: Tasa Global de Fecundidad de periodo, estadísticos de resumen y medidas de dispersión por provincia según año

Provincia	Año						
	1955	1960	1970	1980	1991	2001	2010
CABA	1,72	1,69	2,06	2,15	1,84	1,84	1,86
Buenos Aires	2,60	2,55	2,82	2,99	2,56	2,31	2,48
Córdoba	3,23	2,97	2,73	3,15	2,75	2,12	2,25
Santa Fe	2,83	2,69	2,59	2,99	3,00	2,23	2,11
Entre Ríos	4,40	3,91	3,43	3,57	3,30	2,70	2,33
La Pampa	3,31	3,36	3,09	3,39	3,22	2,43	2,28
Mendoza	3,67	3,29	3,20	3,44	3,08	2,58	2,49
San Juan	4,70	3,96	3,73	3,73	3,53	2,91	2,70
San Luis	5,02	4,06	3,20	3,67	3,63	2,98	2,32
Chubut	4,77	4,69	4,09	4,03	3,15	2,53	2,40
Santa Cruz*	3,84	4,09	3,79	3,69	3,46	2,76	2,73
Tierra del Fuego*	3,84	4,09	3,79	3,69	3,66	2,75	2,27
Río Negro	4,98	4,72	4,31	3,89	3,08	2,57	2,35
Neuquén	6,17	5,59	5,20	4,27	3,56	2,48	2,52
Tucumán	5,33	4,41	4,09	4,20	3,24	2,64	2,52
Salta	5,72	5,22	4,69	4,84	3,89	3,21	2,83
Sgo, del Estero	6,00	5,50	4,03	4,42	3,89	2,62	2,54
Jujuy	6,00	5,66	5,76	5,17	3,30	2,95	2,41
Catamarca	5,98	5,19	4,53	4,47	4,02	3,18	2,33
La Rioja	5,92	4,89	4,17	4,63	4,02	2,56	2,17
Corrientes	5,83	4,91	5,54	4,44	3,62	2,91	2,53
Chaco	6,10	5,30	4,50	4,69	4,39	2,85	2,58
Misiones	5,73	5,84	4,91	5,03	3,86	3,42	2,81
Formosa	6,24	5,71	5,32	5,01	4,78	3,21	2,73

Estadísticos de resumen							
Indicador	Año						
	1955	1960	1970	1980	1991	2001	2010
Mínimo	1,72	1,69	2,06	2,15	1,84	1,84	1,86
1er quartil	3,80	3,77	3,20	3,54	3,13	2,52	2,31
Mediana	5,00	4,55	4,06	3,96	3,50	2,67	2,45
3er quartil	5,94	5,24	4,57	4,51	3,87	2,92	2,55
Máximo	6,24	5,84	5,76	5,17	4,78	3,42	2,83
Promedio	4,75	4,35	3,98	3,98	3,45	2,70	2,44
Medidas de dispersión							
Rango	4,52	4,15	3,70	3,02	2,94	1,58	0,98
RIQ	2,14	1,47	1,37	0,97	0,74	0,40	0,24
Desvío Est,	1,30	1,11	0,96	0,74	0,60	0,36	0,23
CQD	0,22	0,16	0,18	0,12	0,11	0,07	0,05
CV	0,27	0,26	0,24	0,19	0,17	0,14	0,09
Indicador convergencia	Periodo						
	1960/ 1955	1970/ 1960	1980/ 1970	1991/ 1980	2001/ 1991	2010/ 2001	2010/ 1955
β	-0,021	-0,021	-0,026	-0,017	-0,039	-0,055	-0,015
γ	0,81	0,81	0,81	0,63	0,58	0,48	0,38

Fuente: Pantelides (1989) y Estadísticas Vitales (VVAA).
Nota: * Entre 1955 y 1980 San Cruz y Tierra del Fuego constituyen una sola unidad.

Tabla 4
Brasil, 2010-2030: Proyecciones de la Tasa Global de Fecundidad de periodo, estadísticos de resumen y medidas de dispersión por estado según año

Estado	Año				
	2010	2015	2020	2025	2030
Rondônia	1,96	1,77	1,65	1,59	1,55
Acre	2,81	2,45	2,15	1,92	1,75
Amazonas	2,59	2,26	1,99	1,79	1,65
Roraima	2,58	2,20	1,93	1,76	1,65
Pará	2,38	2,10	1,89	1,75	1,65
Amapá	2,69	2,27	1,98	1,80	1,70
Tocantins	2,18	1,93	1,77	1,66	1,60
Maranhão	2,47	2,17	1,93	1,76	1,65
Piauí	1,97	1,77	1,65	1,58	1,55
Ceará	1,96	1,76	1,64	1,58	1,55
Rio Grande do Norte	1,91	1,74	1,64	1,58	1,55
Paraíba	1,97	1,79	1,67	1,60	1,55
Pernambuc	1,94	1,77	1,66	1,59	1,55
Alagoas	2,22	1,94	1,77	1,66	1,60
Sergipe	1,97	1,76	1,64	1,58	1,55
Bahia	1,89	1,74	1,64	1,58	1,55
Minas Gerais	1,72	1,59	1,52	1,47	1,45
Espirito Santo	1,75	1,63	1,54	1,49	1,45
Rio de Janeiro	1,68	1,58	1,52	1,48	1,45
São Paulo	1,70	1,59	1,52	1,48	1,45
Paraná	1,76	1,63	1,54	1,49	1,45
Santa Catarina	1,65	1,55	1,50	1,47	1,45
Rio Grande do Sul	1,67	1,56	1,50	1,47	1,45
Mato Grosso do Sul	2,02	1,86	1,73	1,63	1,55
Mato Grosso	2,01	1,85	1,72	1,62	1,55
Goiás	1,74	1,61	1,53	1,48	1,45
Distrito Federal	1,65	1,56	1,50	1,47	1,45

Estadísticos de resumen					
Indicador	Año				
	2010	2015	2020	2025	2030
Mínimo	1,65	1,55	1,50	1,47	1,45
1er quartil	1,75	1,62	1,54	1,48	1,45
Mediana	1,96	1,77	1,65	1,58	1,56
3er quartil	2,20	1,94	1,77	1,66	1,60
Máximo	2,81	2,45	2,15	1,92	1,75
Promedio	2,03	1,83	1,69	1,60	1,55
Medidas de dispersión					
Rango	1,17	0,90	0,66	0,46	0,30
RIQ	0,46	0,32	0,23	0,18	0,15
Desvío Est,	0,34	0,25	0,18	0,12	0,09
CQD	0,12	0,09	0,07	0,06	0,05
CV	0,17	0,14	0,10	0,08	0,06
Indicador convergencia	Periodo				
	2015/2010	2020/2015	2025/2020	2030/2025	2030/2010
β	-0,036	-0,046	-0,052	-0,056	-0,035
γ	0,98	0,98	0,97	0,96	1,00

Fuente: IBGE, Departamento de Estudios y Análisis de la Dinámica Demográfica.

Tabla 5

Argentina, 2010-2040: Proyecciones de la Tasa Global de Fecundidad de periodo, estadísticos de resumen y medidas de dispersión por provincia según año

Provincia	Año						
	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040
CABA	1,86	1,86	1,85	1,85	1,85	1,86	1,86
Buenos Aires	2,48	2,32	2,20	2,11	2,05	2,01	1,98
Córdoba	2,25	2,16	2,09	2,04	2,00	1,97	1,95
Santa Fe	2,11	2,06	2,02	1,99	1,96	1,95	1,94
Entre Ríos	2,33	2,22	2,14	2,08	2,03	2,00	1,98
La Pampa	2,28	2,18	2,11	2,06	2,02	1,99	1,97
Mendoza	2,49	2,34	2,23	2,15	2,08	2,05	2,02
San Juan	2,70	2,48	2,33	2,21	2,14	2,08	2,04
San Luis	2,32	2,21	2,13	2,07	2,02	1,99	1,97
Chubut	2,40	2,27	2,17	2,10	2,05	2,01	1,99
Santa Cruz	2,73	2,45	2,29	2,18	2,10	2,05	2,00
Tierra del Fuego	2,27	2,17	2,09	2,07	2,00	1,97	1,95
Río Negro	2,35	2,23	2,15	2,08	2,04	2,01	1,99
Neuquén	2,52	2,36	2,24	2,15	2,09	2,04	2,01
Tucumán	2,52	2,37	2,25	2,16	2,10	2,06	2,02
Salta	2,83	2,59	2,41	2,27	2,18	2,11	2,06
Sgo, del Estero	2,54	2,40	2,29	2,21	2,15	2,11	2,07
Jujuy	2,41	2,29	2,19	2,12	2,07	2,03	2,00
Catamarca	2,33	2,23	2,14	2,08	2,04	2,01	1,97
La Rioja	2,17	2,11	2,06	2,02	1,99	1,97	1,96
Corrientes	2,53	2,38	2,26	2,17	2,10	2,06	2,03
Chaco	2,58	2,41	2,28	2,18	2,11	2,06	2,02
Misiones	2,81	2,59	2,41	2,28	2,19	2,12	2,07
Formosa	2,73	2,52	2,37	2,25	2,16	2,11	2,06

Estadísticos de resumen							
Indicador	Año						
	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040
Mínimo	1,86	1,86	1,85	1,85	1,85	1,86	1,86
1er quartil	2,31	2,20	2,12	2,07	2,02	1,99	1,97
Mediana	2,45	2,30	2,19	2,11	2,06	2,02	1,99
3er quartil	2,55	2,40	2,28	2,18	2,10	2,06	2,02
Máximo	2,83	2,59	2,41	2,28	2,19	2,12	2,07
Promedio	2,44	2,30	2,20	2,12	2,06	2,03	2,00
Medidas de dispersión							
Rango	0,98	0,73	0,56	0,43	0,34	0,27	0,21
RIQ	0,24	0,20	0,16	0,11	0,08	0,07	0,05
Desvío Est,	0,23	0,17	0,13	0,09	0,07	0,06	0,05
CQD	0,05	0,04	0,04	0,03	0,02	0,02	0,01
CV	0,09	0,07	0,06	0,04	0,04	0,03	0,02
Indicador convergencia	Periodo						
	2015/ 2010	2015/ 2020	2020/ 2025	2025/ 2030	2030/ 2025	2035/ 2040	2030/ 2010
β	-0,044	-0,043	-0,046	-0,040	-0,038	-0,039	-0,026
γ	0,99	0,97	0,97	0,96	0,93	0,96	0,93

Fuente: INDEC (2013).

Variación subnacional de la jefatura en América Latina: 1960-2010 y el futuro

Sub-national variation in household structure in Latin America: 1960-2010 and the future

Ludi Simpson[1]

1 University of Manchester, UK, <ludi.simpson@manchester.ac.uk>

Resumen

La exploración realizada de los datos subnacionales de los censos de 21 países revela un rumbo claro en el cambio del tamaño del hogar y de la jefatura durante el medio siglo comprendido entre 1960 y 2010. La tasa de jefatura femenina (proporción de mujeres de 15 años y más en hogares que son jefas de hogar) es el indicador más analizado en este informe porque domina el cambio en la estructura del hogar. En la mayoría de países existe una convergencia de la jefatura femenina en el sentido que la variación entre DAM (División Administrativa Mayor dentro de cada país) crece menos rápido que el promedio. La mitad de los cambios en las tasas de jefatura femenina al nivel de DAM se explica por variables sociodemográficas. Sin embargo, la posición de cada DAM dentro de su país es relativamente estable. La regresión múltiple indica que la jefatura medida más recientemente en una DAM es el mejor pronóstico de su valor futuro, con ajuste del cambio esperado a nivel nacional.

Palabras claves: Jefatura femenina. Tamaño de hogar. Pronósticos. Convergencia. Regresión.

Abstract

This exploration of subnational data from censuses of 21 countries reveals a clear trend of changing household size and headship during the half-century 1960-2010. Female headship (the proportion of women in households aged 15 and older who are household heads) is the indicator most analyzed in this report because it dominates the change in household structure. In most countries there is a convergence of female headship in the sense that the variation between DAM (the major administrative division within each country) grows less slowly than its average values. Socio-demographic variables explain about half the variation between DAM for changes in female headship. However, the position of each DAM within its country is relatively stable. Multiple regression indicates that the female headship measured most recently in a DAM is the best predictor of its future value, with adjustment for the expected change at national level.

Keywords: Female headship. Predictions. Convergence. Regression.

Introducción

Esta contribución intenta describir la variación en la jefatura y en el tamaño del hogar, en el contexto de proyecciones sub-nacionales. Para lo cual se utiliza información proveniente de los censos nacionales recopilados en las bases de datos del *International Public Use Microdata Samples* (IPUMS). Se identifican los variables que más fuertemente se relacionen con las variables dependientes y se hace una prueba de modelos de predicción.

Literatura previa

La contribución clásica a los análisis de hogares en América Latina fue realizada por Susan de Vos (1987), quien examinó los datos de la Encuesta Mundial de la Fecundidad 1975-1977 en seis países de América Latina, los EEUU, Japón y naciones europeas. Su análisis de los resultados contribuyó significativamente al debate de si las formas familiares son distintas en el mundo, si la familia nuclear es común o si representa un progreso histórico. Como indicador se utilizó 'adultos por hogar' porque Tom Burch ya había establecido con varios estudios internacionales que este indicador capta la tendencia de vivir en familias complejas y también la tendencia de vivir solo (Burch, 1980). Además se examinó la jefatura femenina, la presencia de no parientes en el hogar y la residencia independiente de parejas conyugales.

Se encontró semejanza entre los seis países examinados de América Latina (México, Costa Rica, Panamá, República Dominicana, Perú y Colombia), y un número de adultos por hogar estandarizado por edad de 2,0-2,1, más alto que en Europa o en los EEUU, aunque más bajo que Japón o Irlanda donde la familia es de tipo tallo (un hijo se queda con los padres con su familia). Se entiende que América Latina, como Europa pre-industrial, se habituaba a matrimonios a edades mayores y raramente con dos parejas en el mismo hogar, con la diferencia que la familia extendida fue más común en estos países de América Latina, aun en hogares encabezadas por mujeres:

> "Latin American populations share with pre-industrial Europe the custom of a late age at marriage, even when consensual union is considered as a form of marriage. Also like pre-industrial Western Europe, there was rarely more than one conjugal couple in a household. The most common exceptions occurred among married couples who were either very young or old. … The reasons for the difference in household complexity between Latin America and elsewhere appears to be a combination of two patterns: (1) the relative independence of conjugal units together

with the tendency for conjugal couples to extend their households by including unmarried relatives, and (2) the tendency for many households headed by women to be extended as well" (de Vos, 1987: 510).

Entre el 14% y el 21% de jefes de hogar en los seis países analizados eran mujeres. Las tasas de jefatura femenina eran mayores en América Latina que en los países de Europa, los EEUU y Japón en las edades comprendidas entre los 35 y los 64 años.

Aunque este trabajo fue muy original en su tiempo y sensitivo a la complejidad de la forma familiar, el trabajo de Susan de Vos tuvo la limitación de analizar un solo período (de los setenta) y no explorar la diversidad sub-nacional en América Latina. Aunque si se destacan observaciones muy pertinentes, por ejemplo, sobre la jefatura femenina: "Contrary to the pattern in pre-industrial Western Europe however, where male 'servants' were common in rural areas, domestic servants in Latin America tend only to be young unmarried women in urban areas" (de Vos, 1987: 514). El 17% de las mujeres de entre 15 y 19 años en Bogotá no fueron relacionados al jefe de hogar. La jefatura femenina sub-nacional probablemente se relacione a las condiciones socio-económicas locales.

Más recientemente, Ullmann, Maldonado Varela y Nieves Rico (2014) examinan encuestas de hogares de 18 países de América Latina en tres puntos de tiempo: alrededor de 1990, 2000 y 2010. Los autores encuentran cambios en los tipos de hogares en el período analizado: menos hogares biparentales, más hogares monoparentales encabezados por mujeres y una diversificación creciente de los arreglos familiares, incluyendo más hogares unipersonales. Esto podría significar una mayor autonomía femenina, aunque el papel reproductivo sigue a cargo de las mujeres. En 2010, como reflejo de la caída de la fecundidad y del envejecimiento poblacional, estas tendencias apuntan a una diversificación creciente con mayor presencia de hogares con todos sus miembros adultos y de hogares con solo adultos de 65 años y más.

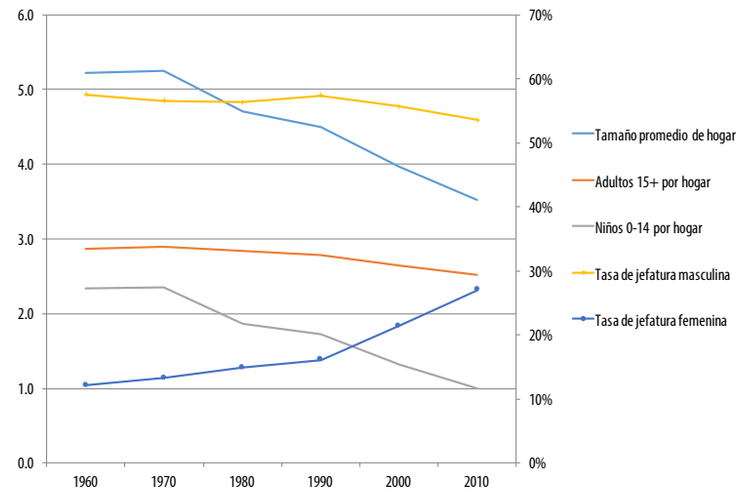
Esteve, Lesthaeghe y López-Gay (2012) examinan el aumento de la proporción de uniones consensuales entre 1970 y 2000 en 13 países de América Latina, utilizando los datos censales recopilados por IPUMS. Salvo los católicos evangélicos, el matrimonio no fue apoyado fuertemente en el colonialismo y mucho menos dentro del esclavismo. Previo al aumento en la última parte del siglo XX, había diversidad geográfica; por ejemplo, debido a la relación negativa entre educación y matrimonio, la cual sigue hoy en cada uno de los países investigados. El aumento se relaciona con la autonomía económica de la mujer, leyes que facilitan el divorcio y la crisis económica de los ochentas. Castro y colaboradores (2011) investigan la fecundidad matrimonial y no matrimonial, partir de la misma fuente

de datos. Estos autores concluyen que la concepción y crianza de los hijos dentro del matrimonio ha dejado de ser mayoritaria en el contexto latinoamericano. El significado del papel de la mujer se enfatiza en estudios para países específicos. Por ejemplo, Uruguay lidera los países latinoamericanos en indicadores tales como la participación de las mujeres en la actividad económica durante el siglo XX, junto con otros indicadores de igualdad de género (OECD, 2014: 47-48; Hudson y Meditz, 1990).

La perspectiva analítica en este informe

Este estudio no hace una distinción entre uniones consensuales y matrimonios. Se focaliza en el hogar de hecho. Reconoce la relación entre la estructura de hogar y la transición demográfica. Sobre todo, la caída de la fecundidad tiene estrecha relación con el tamaño promedio del hogar.

Gráfico 1
América Latina y el Caribe, 1960-2010: tendencias de 5 indicadores de tamaño del hogar y jefatura



Fuente: Procesamiento de los microdatos censales nacionales, de IPUMS International.
Notas: Eje a la izquierda: Tamaño promedio del hogar; Adultos 15+ por hogar; Niños 0-14 por hogar.
Eje a la derecha: Tasa de jefatura masculina; Tasa de jefatura femenina.
Cada punto es el promedio de todas DAM para esa década. Ver Gráfico 4 para una estimación más detallada.

En este capítulo se analizan datos de censos nacionales desde 1960 a 2010 en 21 países de América Latina y el Caribe (ALyC). Estos datos corresponden a muestras de individuos sistematizadas y publicadas por IPUMS. Los datos se han analizado para cada década y por cada División Administrativa Mayor (DAM) dentro de cada país. El Gráfico 1 muestra los cinco indicadores que se han considerado para resumir distintos aspectos del tamaño y la estructura del hogar. El tamaño promedio del hogar es el número promedio de integrantes (adultos y niños) que forman el hogar. La trayectoria de este indicador sigue el mismo patrón que en el indicador de niños por hogar, que es un buen indicador de fecundidad. La complejidad del hogar es medida por el número de adultos por hogar, preferido por de Vos y por Burch.

El indicador 'adultos por hogar' es el inverso de 'jefes por población adulta', que es la tasa de jefatura. El Gráfico 1 muestra que esta variable también es una mezcla de distintas tendencias. La tasa de jefatura femenina es el número de jefas de hogar, expresado en un porcentaje de la población femenina de 15 años y más. Ha aumentado regularmente entre 1960 y 2010, con mayor rapidez desde 1990, llegando a valores que ubican entre el 25% y el 30% en 2010. La jefatura masculina es mucho más común que la femenina, pero ha sido estable durante el período 1960-2010 con valores que oscilan entre el 53% y el 57%, con un paulatino descenso desde 1990.

En la mayoría de parejas, el hombre se ha nombrado como jefe de hogar, ya sea por costumbre o por instrucción censal. Generalmente la jefatura femenina indica un tipo de hogar en el cual el hombre está ausente. Otra parte del incremento de la tasa jefatura femenina puede indicar un cambio cultural, donde la mujer escoge el título de jefe dentro de una pareja. Sin embargo, más frecuentemente la jefatura femenina es debido a la separación (o la no-convivencia) entre un hombre y una mujer, o debido a la independización de una mujer adulta sin unirse con un hombre.

El Mapa 1 presenta los valores de tres de los indicadores en el censo más reciente desagregados a nivel subnacional. Los mapas de tamaño promedio del hogar y del número de adultos por hogar están muy correlacionados. En las DAM donde se observan altos valores para el tamaño promedio del hogar, también se registran altos valores en el número de adultos por hogar. La tasa de jefatura femenina es inversa, normalmente es alta cuando el tamaño promedio del hogar es bajo.

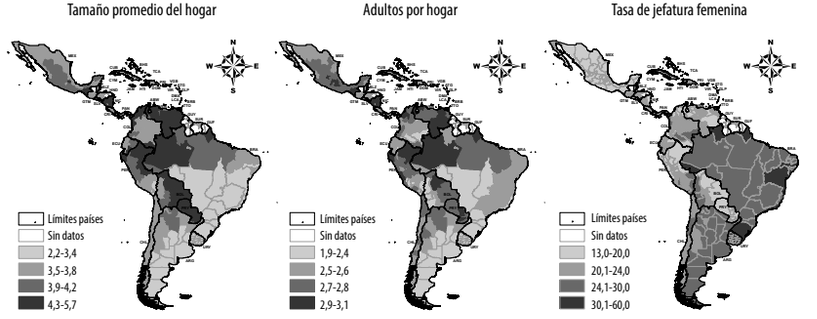
La tasa de jefatura femenina muestra otras características. El mapa indica que la jefatura femenina es, generalmente, similar dentro de cada país. Las excepciones se observan en Bolivia, Perú, Colombia y Ecuador, lo cual quizás refleje poblaciones indígenas significantes en las DAM específicas.

Los países caribeños tienen tasas de jefatura femenina más altas que los otros países de la Región. Esto también ha sido observado por otros estudios (Massiah, 1983). La DAM capital de cada país es, a menudo, la que tiene la mayor tasa de jefatura femenina.

La cartografía (o mapa 'normal') oculta las DAM con pequeña superficie, aun cuando alojan una población grande. El Mapa 2 muestra los mismos datos que el Mapa 1 pero en un cartograma. En los cartogramas cada área es proporcional al tamaño de la población que ella reside. Por ejemplo, la Ciudad de México (ex Distrito Federal) casi no se ve en el mapa; sin embargo en el cartograma se puede apreciar que tiene una tasa de jefatura femenina alta. A fin de asegurar que todas las DAM sean visibles, se les ha asignado a cada una de ellas una población mínima de 500.000 habitantes. La región Amazónica, con poca población en un área muy grande, no domina el cartograma. El cartograma es un mapa ponderado visualmente por la población.

Mapa 1

América Latina y el Caribe, ronda censal 2010 (o más reciente): DAM según tamaño promedio del hogar, adultos por hogar y tasa de jefatura femenina

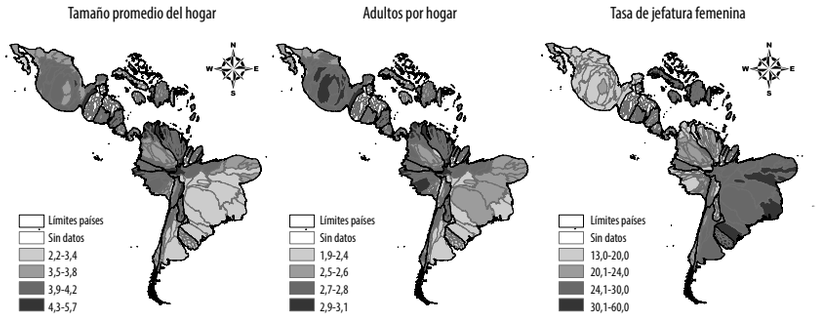


Fuente: Procesamiento de microdatos censales nacionales, de IPUMS International, y base digital del mapa de GADM database of Global Administrative Areas, disponible en http://www.gadm.org/
Notas: DAM de América Latina y el Caribe, ronda censal 2010 o la más reciente antes de 2010.

Esta contribución se enfoca en la jefatura femenina por su papel principal en los cambios de estructura del hogar. Además, de la presente introducción, este capítulo se estructura en 3 partes: una primera sección sobre datos y métodos. Luego, una sección de resultados que se dirige a responder cuatro hipótesis sobre la jefatura femenina: (a) el indicador tiene una dirección creciente con el paso de tiempo (que ya se ha visto en Grafico 1). En ese sentido uno puede hablar de progreso; (b) existe convergencia en el sentido de una disminución en la variación entre las DAM con el paso del

tiempo, o en el sentido de una ganancia relativa de las DAM que tenían menores valores; (c) cada DAM tiene una posición estable relativa a otras DAM (más alto o más bajo por un factor) que no varía mucho en el tiempo, y esta relación se explica por factores socio-demográficos; y (d) las correlaciones de jefatura femenina con el año y con otras variables ayudan a pronosticar sus valores futuros.

Mapa 2
América Latina y el Caribe, ronda censal 2010 (o más reciente): cartogramas a nivel de DAM del tamaño promedio del hogar, adultos por hogar y tasa de jefatura femenina



Fuente: Procesamiento de microdatos censales nacionales, de IPUMS International, y base digital del mapa de GADM database of Global Administrative Areas, disponible en http://www.gadm.org/. Superficies proporcionales al total de población más reciente, mínimo 500.000 habitantes.
Notas. DAM de América Latina y el Caribe, ronda censal 2010 o la más reciente antes de 2010.

Por último, las conclusiones que incluyen una discusión de la estrategia apta para pronosticar la jefatura subnacional —que debe influir las proyecciones de demanda de hogares— y de otras fructíferas líneas de investigación.

Datos y métodos

Censos nacionales en IPUMS

Los datos provienen de los censos nacionales de 21 países de América Latina y el Caribe, que los institutos y las oficinas nacionales de estadísticas han aportado al proyecto IPUMS-International del Minnesota Population Center (2015), quien compila y ofrece sin cargo las bases de microdatos a los investigadores. Los microdatos ofrecidos son muestras de los censos

desde 1960 con muchas variables en común para varios países y años. La variable GEOLEV1 indica la División Administrativa Mayor (DAM: Estados, Provincias, Departamentos, según el país) en la que se enumeró el hogar. Las DAM se armonizaron por IPUMS espacial y temporalmente para proporcionar límites espacialmente consistentes para todas las muestras de cada país. Esta consistencia es apta para el objetivo de nuestro proyecto porque límites administrativos distintos en cada año producirían una variación sin significado para las hipótesis de trabajo. Los casos en tres muestras de 'DAM desconocido' se excluyen. En muchos países los límites no han cambiado. Solamente en un caso la agregación necesaria para dar una serie consistente es preocupante: en Ecuador las dos provincias más urbanas (Guayas y Pichincha) y varias otras provincias, incluyendo provincias rurales y los Galápagos, se reúnen en un único código de GEOLEV1, una mega-DAM que aloja más del 70% de la población que reside en el Ecuador en el año 2010. Esto no invalida el análisis pero reduce las interpretaciones posibles que pueden realizarse para el Ecuador. En total, son 1.439 muestras (combinaciones de año y DAM), con una población que varía, para el año 2010, entre 25.200 (Flores en Uruguay) hasta 41 millones (São Paulo de Brasil). En el documento S-ALyC (2016) se ofrece más información sobre la extracción de los datos.

Los indicadores

Para el cálculo de cada indicador se utiliza la ponderación del muestreo sugerido por IPUMS, lo cual es importante en las pocas muestras donde la ponderación varía dentro del país o por edad. Debido a que las muestras de cada DAM son de tamaño grande, no hay dudas sobre la precisión de los indicadores. La calidad de los datos por la cobertura y calidad de cada uno de los censos, es desconocida en muchos casos. La definición de jefatura puede variar entre las muestras debido a las variaciones en las definiciones utilizadas por las oficinas de censo en la boleta censal. Liu et al. (2017) presenta un resumen bien detallado de las definiciones de jefatura en uso en los diferentes países de América Latina. Los lectores pueden contribuir con sus conocimientos para ayudar a interpretar los resultados atípicos que dependan de la calidad de datos.

En la Tabla 1 se expresa la correlación entre cada indicador con y sin ponderación de cada observación por la población de la DAM. Las correlaciones con o sin ponderación difieren pero el patrón de correlaciones no varía. El análisis presentado en este capítulo se presenta sin ponderación, para que cada DAM tenga igual peso. Los resultados se han probado también

con indicadores con ponderación, lo cual no afecta la interpretación dada en este informe. Los datos para cada uno de los indicadores están disponibles en el sitio web del proyecto (ALAP, 2017). El análisis, es decir la sintaxis en formato SPSS, está disponible para los lectores previo pedido al correo electrónico del autor.

El promedio de cinco indicadores de tamaño del hogar y de jefatura se presentó por década en el Grafico 1. Para permitir un mejor entendimiento preliminar de los datos, en la Tabla 1 se muestra la correlación entre los cinco indicadores, en el Mapa 1 se exhiben los valores para tres de los indicadores en el año más reciente, en el Grafico 2 se grafican los valores de jefatura femenina en cada década y país, y en el Grafico 3 se presenta una selección de países que muestran la variedad de patrones.

Tabla 1
América Latina y el Caribe, 1960-2010: correlaciones entre los indicadores de tamaño del hogar y jefatura, sin y con ponderación por población de cada DAM

	Tamaño promedio de hogar	Adultos 15+ por hogar	Niños 0-14 por hogar	Tasa de jefatura masculina	Tasa de jefatura femenina
Tamaño promedio de hogar	1	0,872	0,980	-0,073	-0,736
Adultos 15+ por hogar	0,843	1	0,758	-0,243	-0,704
Niños 0-14 por hogar	0,974	0,698	1	-0,001	-0,696
Tasa de jefatura masculina	-0,297	-0,443	-0,209	1	-0,489
Tasa de jefatura femenina	-0,695	-0,693	-0,629	-0,283	1

Fuente: Procesamiento de microdatos censales nacionales, de IPUMS International.
Notas: 1.438 muestras de DAM-año de ALyC. El extremo bajo/izquierda: sin ponderación. El extremo arriba/derecha: ponderado por la población de la DAM.

Los cinco indicadores se encuentran altamente correlacionados, a excepción de la tasa masculina de jefatura (que es el número de hombres jefes, dividido por el número de hombres con edad 15 o más). La correlación más fuerte se observa entre los indicadores 'tamaño del hogar' con 'niños por hogar', que como ya se mencionó es un indicador de fecundidad y no de la estructura del hogar.

Jefatura femenina y su variación geográfica

En Gráfico 2 se observa que las muestras de cada década incluyen distintos países: por ejemplo, mientras Cuba solamente se encuentra en 1982, Brasil cuenta con muestras para cada década. La jefatura femenina promediada

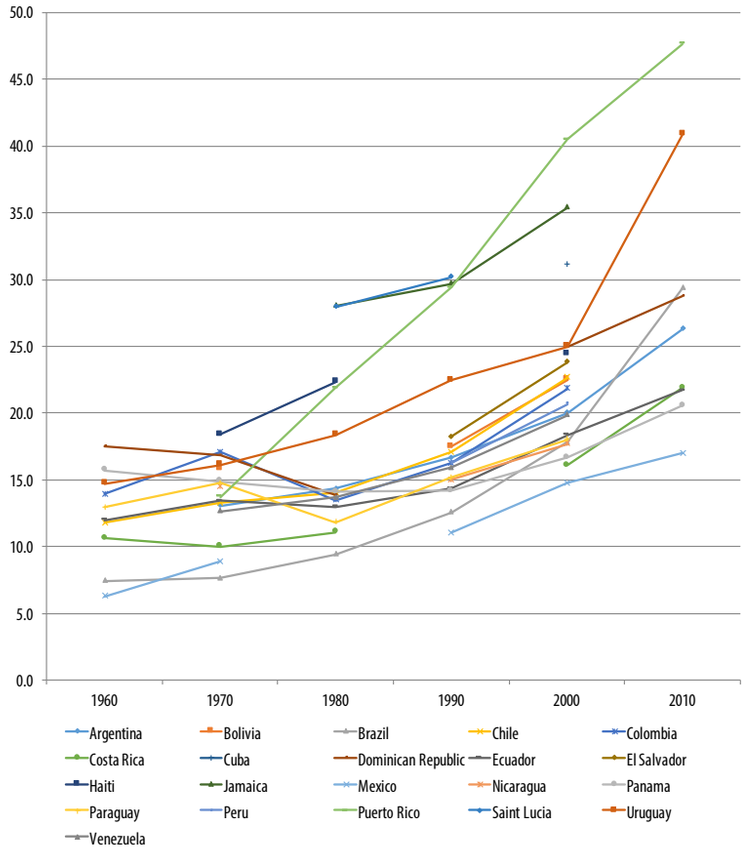
de cada país está aumentando a lo largo del tiempo. La rapidez del aumento y el nivel logrado hasta ahora varían entre países. Se nota que los países caribeños de Cuba, Puerto Rico, Jamaica, Santa Lucía, Haití y República Dominicana tienen una tasa de jefatura femenina más alta que la observada en otros países, con la excepción de Uruguay recientemente.

Igualmente dentro de cada uno de los países las tasas de jefatura femenina también varían entre las DAM, lo cual es precisamente el tema de este estudio. En el Grafico 3, las DAM de Brasil presentan una trayectoria similar a la registrada para el promedio de América Latina, las tasas aumentaron en casi todas las décadas. Se observa que la menor variación entre las DAM de Brasil se daría en la década de 1960. En Panamá, por ejemplo, la jefatura femenina sorprendentemente fue más alta en 1960 que en las décadas posteriores. República Dominicana y Paraguay también muestran una tendencia de tasas de jefatura femenina relativamente bajas en los años ochenta con un aumento en los años más recientes. En Panamá la jerarquía entre las DAM se mantiene casi sin cambio; aunque, las provincias Emberá y Darién exhiben un atípico patrón que quizás solamente pueda ser explicado por un conocimiento local de dichas DAM.

En Colombia las trayectorias de la jefatura femenina según DAM son un caso extremo y altamente variable debido a la mala declaración de la edad, omisión diferencial de individuos en ciertas edades y con ellos las irregularidades que presentan los datos por sexo y edad de los Censos de 1964, 1973 y 1985 (DANE, 2007). Finalmente, en Haití también se observan algunas irregularidades, por ejemplo, el orden de las DAM según jefatura femenina cambia significativamente con cada censo. Seguramente, los acontecimientos políticos y ambientales que han perturbado la organización humana de este país puedan ser relevantes, aunque no explicarían los cambios demográficos observados entre 1971 y 1986. Se puede esperar que el análisis estadístico de este capítulo nos ayude a entender los procesos generales y para estos casos extremos o raros, se invita a los lectores a buscar explicaciones particulares.

Gráfico 2

América Latina y el Caribe, 1960-2010: países según tasa de jefatura femenina

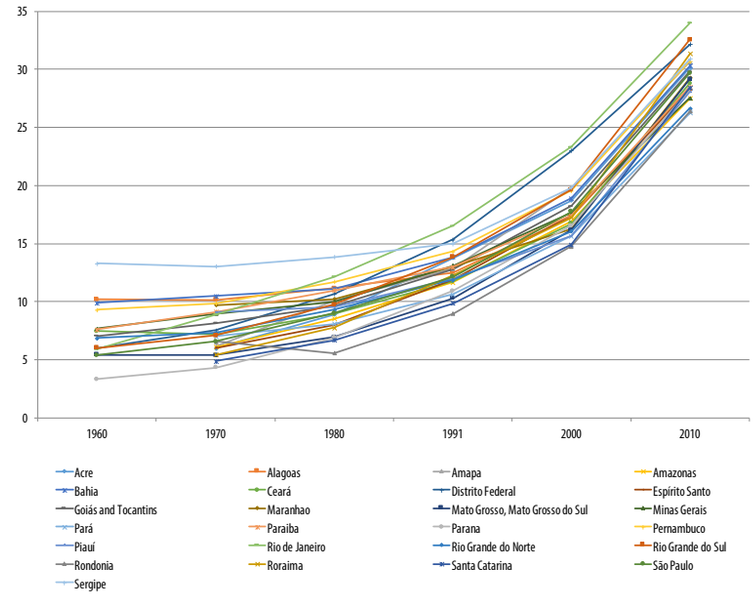


Fuente: Procesamiento de microdatos censales nacionales, de IPUMS International.
Notas: Cada país se representa por el promedio de los valores de sus DAM en cada década.

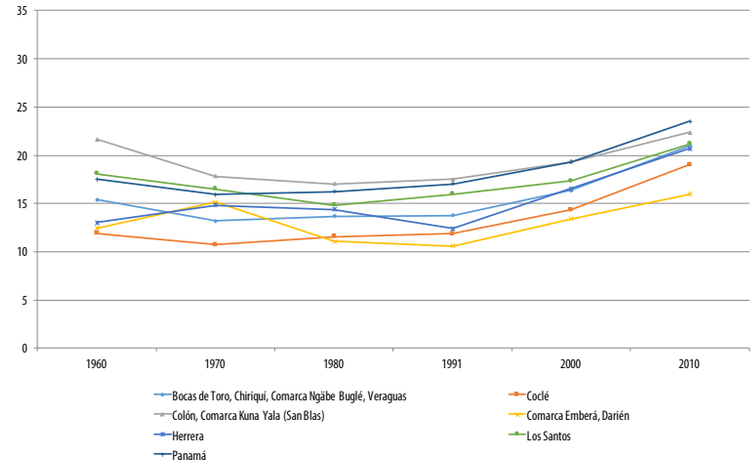
Gráfico 3

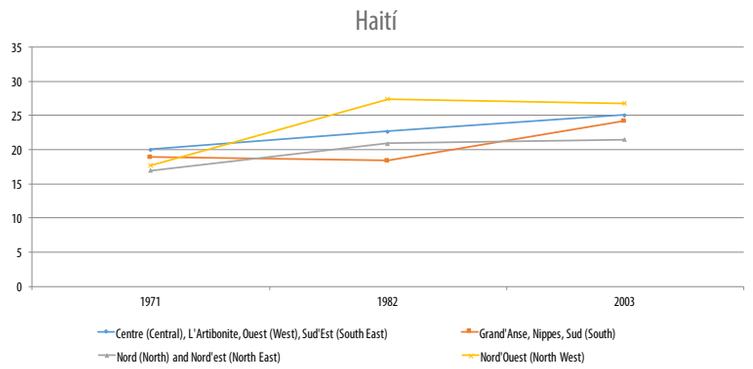
América Latina y el Caribe, 1960-2010: DAM de países seleccionados según tasa de jefatura femenina

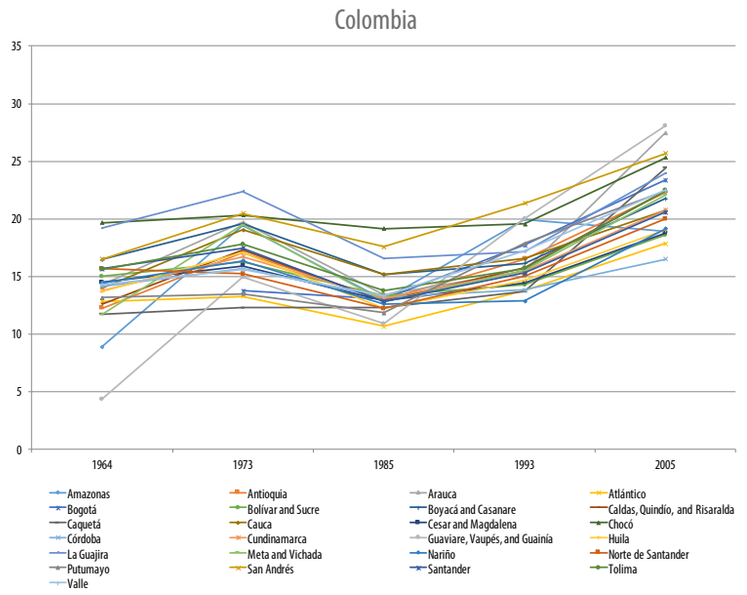
Brasil



Panamá







Fuente: Procesamiento de microdatos censales nacionales, de IPUMS International.

Análisis

En un primer momento se analizó la relación entre la tasa de jefatura femenina y el año del censo para cuantificar su tendencia creciente. Ahora se examina la relación entre los valores de jefatura femenina en una misma DAM en dos censos vecinos para cuantificar la estabilidad de la posición relativa de cada DAM.

La convergencia es analizada de dos maneras. Por un lado, la convergencia tipo sigma se mide a partir de la desviación estándar (DE) y del coeficiente de variación (es decir, la DE dividida por el promedio). Este último permite reconocer la existencia de una trayectoria creciente de la tasa que puede llevar a una DE mayor sin que esto signifique una divergencia.

Por otro lado, la convergencia de tipo beta se mide a partir de una regresión de la tasa de crecimiento anual entre dos censos, según el valor al inicio del período (Sali-i-Martin, 1996). Ambas variables son transformadas en logaritmos. Un coeficiente negativo, por ejemplo, indica que los valores mínimos aumentan más rápidamente que otros valores. La convergencia de tipo beta mide no solamente la restricción de valores en el sentido de convergencia de tipo sigma, sino también cambios en la jerarquización de las DAM. Es posible que un gran cambio en un periodo resulte en una convergencia de tipo beta sin que se observe una convergencia de tipo sigma o inclusive una divergencia de tipo sigma. En ese caso las DAM extremas se mudan hacia otras posiciones sin bajar la variación total entre DAM. En síntesis, la convergencia de tipo beta mide 'la regresión al promedio'.

Para investigar la posibilidad de un buen pronóstico de jefatura, la regresión múltiple lineal indica qué modelos relacionan más precisamente la jefatura femenina a los valores de otras variables —el año, el país, y una serie de características socio-demográficas de cada DAM medidas a partir de información censal—. De esta manera también se permite que todas las muestras contribuyan al análisis, aun siendo de distintos países en cada año: las características de cada DAM influyen en el análisis. A fin de reflejar lo observado en los Gráficos 1 y 2 respecto a que el crecimiento de jefatura femenina parece más rápido en años más recientes, los modelos incluyen un término cuadrático del año. Para una mejor interpretación de los modelos, se hacen unos ajustes. Cada variable independiente 'se centra' por sustraer su propio promedio. En el caso de año se sustrae 2010 y se divide por 10 (en efecto, el coeficiente del año indica el efecto de una década). Estos ajustes no afectan las correlaciones o los coeficientes estimados, pero dan más sentido a la constante estimada, que da cuenta del valor de la jefatura cuando todas las otras variables tienen un valor igual a cero. Con los ajustes, quiere decir que la constante indica el valor de la jefatura cuando las otras variables tienen su promedio, y el año es 2010.

Si los modelos indican una relación estrecha entre la jefatura femenina y las características de las DAM, se podría comprender mejor y cuantificar algo sobre el desarrollo de la jefatura femenina. Además, indicaría la posibilidad que puede pronosticarse la jefatura femenina en cada DAM y más precisamente asumir que su último valor permanecerá sin cambio. El

análisis final incluye todos los países con más de 3 muestras, una de las cuales pertenece a la ronda censal de 2010 ; construye modelos sencillos sin incluir el censo de 2010-11, predice el valor de 2010-11 según los modelos, y mide el éxito de cada modelo en su pronóstico de 2010-11, comparado al valor del censo. En algunos modelos la jefatura femenina es la variable independiente. En otros, en cambio, la variable independiente es el cambio en la jefatura femenina de un censo al otro, para así aprovechar el conocimiento del valor previo como un buen insumo para pronosticar el valor próximo en cada DAM.

Además, cualquier correlación entre el año y la variación residual de un modelo, indicará una convergencia. Todos estos resultados ayudarán a la consideración de diferentes supuestos en las proyecciones sub-nacionales de jefatura y de hogares.

Resultados

Correlaciones, tendencias y convergencia

La Tabla 2(a) muestra una correlación positiva entre jefatura femenina y el año del censo dentro de cada país, indicando que la tendencia fuerte es que la jefatura ha crecido en todos países; aunque, se visualizó en los Gráficos 2 y 3 que esta tendencia es evidente en todas décadas en todos países ni en todas DAM. La Tabla 2(b), por su parte, muestra correlaciones positivas y fuertes entre la jefatura femenina en un año y el valor del mismo indicador en el año previo. Estos resultados indican que la jefatura femenina no varía mucho de un censo a otro en cada DAM, o más precisamente que el cambio de un censo a otro es similar en cada DAM. La correlación entre pares de censos vecinos se encuentra por debajo de 0,5 solamente para las DAM de Colombia, República Dominicana, El Salvador, Haití y Paraguay, lo cual indica un mayor cambio de posición dentro de estos países (esto ya se había observado para Colombia en el Gráfico 3).

El apartado c de la Tabla 2 presenta una tendencia menos clara. El coeficiente global negativo entre el valor y su tasa de crecimiento en el próximo periodo intercensal indica que hay convergencia de jefatura femenina, por lo menos del tipo beta. Los valores más bajos tienden a crecer menos en el próximo periodo. El coeficiente beta del continente de -0.014, es decir es bajo y los de cada país presentan tanto valores negativos como positivos. La convergencia de tipo beta no es de fácil interpretación, ni el valor (¿cuál valor puede considerarse alto?) ni los casos específicos. Por ejemplo,

el coeficiente de Brasil es positivo, lo cual indicaría la existencia de divergencia. Sin embargo, eso no es aparente en el Gráfico 3 y se observa una convergencia tipo sigma clara en la Tabla 3.

Tabla 2

América Latina y el Caribe, 1960-2010: correlaciones entre jefatura femenina y (a) el año (b) jefatura femenina en el año previo (c) cambio en jefatura en el periodo intercensal

	(a) Correlación con el año del censo		(b) Correlación con el valor en el año previo		(c) Coeficiente beta: el cambio en jefatura en el periodo intercensal	
	corr	N	corr	N	β	N
Todos países	0,581	1438	0,874	1115	-0,014	1115
Argentina	0,832	120	0,931	96	0,014	96
Bolivia	0,561	27	0,880	18	-0,010	18
Brasil	0,879	140	0,959	115	0,017	115
Chile	0,876	40	0,893	32	0,018	32
Colombia	0,535	124	0,268	99	-0,085	99
Costa Rica	0,864	35	0,879	28	0,024	28
Dominicana, Rep.	0,757	125	0,491	100	-0,014	100
Ecuador	0,726	84	0,799	70	-0,021	70
El Salvador	0,846	28	0,472	14	-0,015	14
Haití	0,687	12	0,418	8	-0,055	8
Jamaica	0,571	42	0,871	28	-0,001	28
México	0,852	224	0,919	192	-0,043	192
Nicaragua	0,424	45	0,829	30	0,000	30
Panamá	0,438	42	0,714	35	-0,017	35
Paraguay	0,449	50	0,364	40	-0,061	40
Perú	0,551	50	0,773	25	-0,022	25
Puerto Rico	0,853	31	0,965	24	-0,018	24
Uruguay	0,813	114	0,857	95	0,077	95
Venezuela	0,876	88	0,819	66	-0,009	66

Fuente: Procesamiento de microdatos censales nacionales, de IPUMS International.
Notas: Calculado de DAM de todos países, y por DAM de cada país. Se excluyen Cuba (cuenta con un solo censo) y Santa Lucía (cuenta con una sola DAM y dos censos). (b) y (c): se calculan para pares de muestras vecinas, pues el N es reducido.

La Tablas 3 y el Gráfico 4 analizan la convergencia de tipo sigma que promete ser de más fácil interpretación que la convergencia de tipo beta. La convergencia de tipo sigma responde a la pregunta: ¿existe una tendencia en la variación de la jefatura femenina entre las DAM, ya sea a crecer (divergencia) o a bajar (convergencia)?

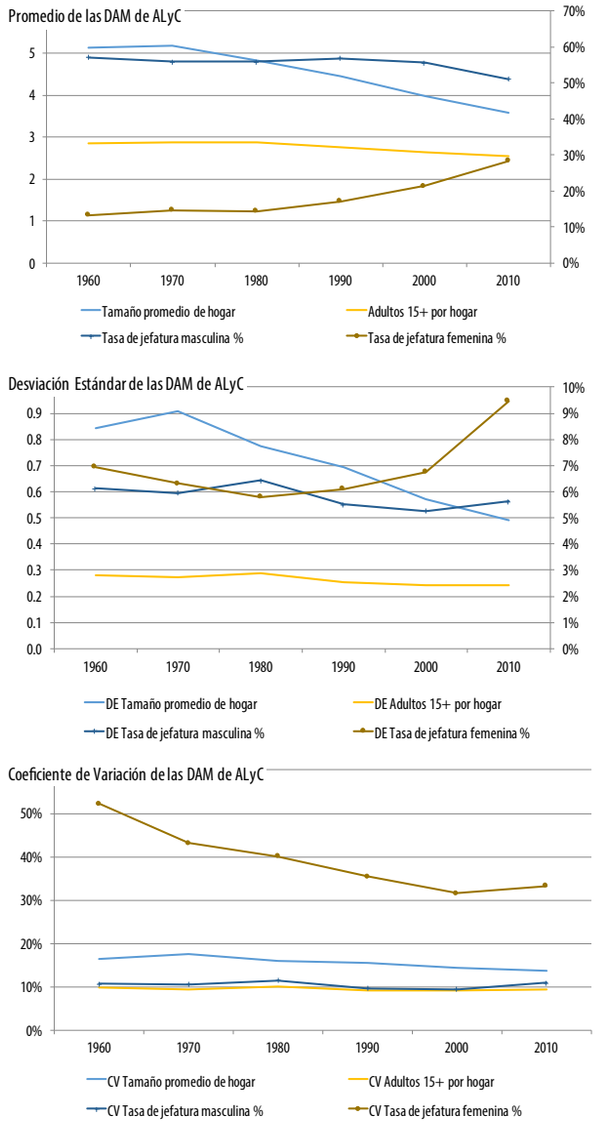
En este análisis se ha ajustado la serie de décadas, para evitar sesgo de la composición de las DAM que varían de década en década. El valor de la década de 2000 se utiliza por tener el mayor número de países y DAM. Las otras décadas se calculan por el cambio entre cada par de décadas vecinas, utilizando solamente las DAM que tienen datos en las dos décadas. Comparando el Gráfico 4 con el Gráfico 1, se observa que el ajuste es muy pequeño. Una diferencia observada es que el fuerte aumento de la jefatura femenina empieza en los ochenta, un poco antes de lo observado en el primer gráfico, en el cual se comparaban todas DAM sin ajuste.

Tabla 3
América Latina y el Caribe, 1960-2010: promedio, Desviación Estándar y Coeficiente de Variación de indicadores de estructura del hogar

Década	Tamaño promedio de hogar			Adultos 15+ por hogar			Tasa de jefatura masculina %			Tasa de jefatura femenina %		
	Prom	DE	CV	Prom	DE	CV	Prom	DE	CV	Prom	DE	CV
1960	5,1	0,84	16%	2,8	0,28	10%	57,2	6,12	11%	13,3	6,95	52%
1970	5,2	0,91	18%	2,9	0,27	10%	55,9	5,95	11%	14,7	6,32	43%
1980	4,8	0,78	16%	2,9	0,29	10%	55,9	6,43	11%	14,5	5,81	40%
1990	4,4	0,69	16%	2,8	0,26	9%	56,9	5,51	10%	17,2	6,10	35%
2000	4,0	0,57	14%	2,6	0,24	9%	55,7	5,26	9%	21,4	6,76	32%
2010	3,6	0,49	14%	2,6	0,24	9%	51,1	5,62	11%	28,4	9,47	33%

Fuente: Procesamiento de microdatos censales de 21 países, de IPUMS International.
Notas: Serie reconstruida y consistente, calculada de DAM de todos los países en la década de 2000, y del cambio de las DAM comunes en cada par de décadas vecinas. El método de reconstrucción se describe en la Introducción del este libro.

Gráfico 4
América Latina y el Caribe, 1960-2010: promedio, Desviación Estándar y Coeficiente de Variación de indicadores de estructura del hogar



Fuente: Procesamiento de microdatos censales de 21 países, de IPUMS International.
Notas: Eje a la izquierda: Tamaño promedio de hogar; Adultos 15+ por hogar. Eje a la derecha: Tasa de jefatura masculina; Tasa de jefatura femenina.

La Desviación Estándar parecería estar bajando de década en década para todos los indicadores de estructura del hogar, con excepción de la jefatura femenina. A grandes rasgos, existe una convergencia entre las DAM para los otros indicadores. Sin embargo, los valores de estos indicadores bajan durante el período y, como consecuencia, se espera una reducción de la variación. De mismo modo, se espera un aumento en la variación de la jefatura femenina sencillamente por el aumento de su valor promedio. El Coeficiente de Variación toma la escala en cuenta por dividir la Desviación Estándar por el promedio en cada año. La interpretación de convergencia ahora es distinta. Se observa que los valores de la jefatura femenina han estado convergiéndose de década en década, cuando se consideran sus valores relativos al promedio, lo cual no ha ocurrido, en cambio, en el Coeficiente de Variación de los otros tres indicadores.

La Tabla 4 presenta los estadísticos descriptivos de la jefatura femenina para cada país de la región. Se observa el crecimiento regular del promedio de la tasa de jefatura femenina, tal como se visualizaba en el Gráfico 2; aunque es más errático en algunos países que en otros. Sin embargo, no se visualiza un claro patrón en las variaciones entre las DAM. La desviación estándar crece en varios países y no disminuye regularmente en ningún país. En ese sentido la convergencia no se revela.

Tabla 4

América Latina y el Caribe, 1960-2010: países según jefatura femenina: promedio, número de DAM, Desviación Estándar, y Coeficiente de Variación

País	Año	Prom	N	DE	CV	País	Año	Prom	N	DE	CV
Argentina	1970	13,1	24	2,12	0,162	Jamaica	1982	28,0	14	4,28	0,153
Argentina	1980	14,3	24	2,63	0,184	Jamaica	1991	29,7	14	4,16	0,140
Argentina	1991	16,7	24	2,22	0,133	Jamaica	2001	35,4	14	4,88	0,138
Argentina	2001	20,0	24	2,83	0,141	México	1960	6,3	32	2,53	0,404
Argentina	2010	26,3	24	3,37	0,128	México	1970	8,9	32	1,78	0,200
Bolivia	1976	15,8	9	3,65	0,231	México	1990	10,8	32	1,41	0,131
Bolivia	1992	17,5	9	3,83	0,219	México	1995	11,3	32	1,42	0,126
Bolivia	2001	22,5	9	3,98	0,177	México	2000	13,8	32	1,63	0,119
Brasil	1960	7,4	15	2,44	0,328	México	2005	15,8	32	1,84	0,117
Brasil	1970	7,6	25	2,06	0,270	México	2010	17,0	32	2,06	0,121
Brasil	1980	9,4	25	1,90	0,201	Nicaragua	1971	14,5	15	2,17	0,149
Brasil	1991	12,6	25	1,74	0,138	Nicaragua	1995	15,0	15	2,29	0,153
Brasil	2000	17,8	25	2,18	0,122	Nicaragua	2005	17,7	15	2,69	0,152
Brasil	2010	29,4	25	1,95	0,066	Panamá	1960	15,7	7	3,57	0,227
Chile	1960	11,8	8	2,15	0,182	Panamá	1970	14,9	7	2,33	0,156
Chile	1970	12,8	8	1,26	0,098	Panamá	1980	14,1	7	2,21	0,157
Chile	1982	14,0	8	1,29	0,092	Panamá	1990	14,2	7	2,71	0,191
Chile	1992	17,1	8	1,28	0,075	Panamá	2000	16,7	7	2,26	0,135
Chile	2002	22,7	8	1,29	0,057	Panamá	2010	20,5	7	2,45	0,119
Colombia	1964	13,9	24	3,08	0,221	Paraguay	1962	13,8	10	1,88	0,136
Colombia	1973	17,1	25	2,54	0,149	Paraguay	1972	14,8	10	1,39	0,094
Colombia	1985	13,5	25	1,93	0,143	Paraguay	1982	11,8	10	1,63	0,138
Colombia	1993	16,2	25	2,19	0,135	Paraguay	1992	15,2	10	2,71	0,179
Colombia	2005	21,8	25	2,94	0,135	Paraguay	2002	18,0	10	2,11	0,117
Costa Rica	1963	10,6	7	1,84	0,173	Perú	1993	16,3	25	3,35	0,206
Costa Rica	1973	10,0	7	1,50	0,149	Perú	2007	20,7	25	3,47	0,168
Costa Rica	1984	11,1	7	1,49	0,135	Puerto Rico	1970	13,7	1		
Costa Rica	2000	16,1	7	1,79	0,111	Puerto Rico	1980	21,9	6	6,60	0,302
Costa Rica	2011	21,9	7	1,95	0,089	Puerto Rico	1990	29,4	6	7,38	0,251
Cuba	2002	31,1	15	3,53	0,114	Puerto Rico	2000	37,0	6	7,35	0,199
Dominicana, Rep.	1960	17,5	25	2,77	0,158	Puerto Rico	2005	44,0	6	6,35	0,144
Dominicana, Rep.	1970	16,9	25	2,00	0,118	Puerto Rico	2010	47,6	6	5,86	0,123
Dominicana, Rep.	1981	13,8	25	1,83	0,132	Santa Lucía	1980	28,0	1		0,000
Dominicana, Rep.	2002	24,9	25	3,16	0,127	Santa Lucía	1991	30,2	1		0,000
Dominicana, Rep.	2010	28,7	25	3,20	0,111	Uruguay	1963	14,7	19	2,09	0,142
Ecuador	1962	12,0	14	3,58	0,298	Uruguay	1975	16,1	19	2,41	0,150
Ecuador	1974	13,5	14	3,45	0,256	Uruguay	1985	18,4	19	2,29	0,125
Ecuador	1982	13,0	14	2,37	0,183	Uruguay	1996	22,4	19	2,46	0,110
Ecuador	1990	14,3	14	2,60	0,181	Uruguay	2006	25,0	19	2,82	0,113
Ecuador	2001	18,4	14	2,30	0,125	Uruguay	2011	40,9	19	3,83	0,094
Ecuador	2010	21,7	14	2,16	0,100	Venezuela	1971	12,6	22	1,93	0,153
El Salvador	1992	18,2	14	1,17	0,064	Venezuela	1981	13,7	22	0,96	0,070
El Salvador	2007	23,8	14	2,31	0,097	Venezuela	1990	15,9	22	1,08	0,068
Haití	1971	18,4	4	1,37	0,074	Venezuela	2001	19,9	22	1,21	0,061
Haití	1982	22,3	4	3,80	0,170						
Haití	2003	24,4	4	2,19	0,090						

Fuente: Procesamiento de microdatos censales de 21 países, de IPUMS International.

Sin embargo, la variación quizás crece menos rápido que el promedio. Por eso, la Tabla 4 también toma en cuenta la escala de la tasa al medir el CV (es decir, la DE dividida por el promedio). De acuerdo al CV, la mayoría de los países evidencian un descenso regular de la variación. La conclusión será la que se arriba es que no hay evidencia de una convergencia hacia un solo valor de jefatura en el continente ni en los países considerados individualmente, pero si hay evidencia que sostiene que la experiencia de la mayoría de los países es hacia una variación que, en términos relativos al promedio, baja con el tiempo. Es una conclusión que aprecia un ritmo de convergencia sociológica; sin embargo, no es precisa en el sentido de proveer ayuda en los pronósticos del futuro.

Características socio-demográficas

La Tabla 5 ofrece un resumen de las características socio-demográficas de las DAM de ALyC en este estudio. La estructura etaria está estrechamente correlacionada con la jefatura femenina, quizás indirectamente porque la transición a una fecundidad baja da mayor independencia de la mujer. La actividad económica de la mujer y el nivel de educación también tienen una relación positiva y esperada con la jefatura femenina. Otras correlaciones, en cambio, son menos fuertes.

Entonces: ¿Qué parte de la variación entre países se explica por variables socio-demográficas? La Tabla 6 presenta el porcentaje de variación explicado por ocho modelos de cambio en la jefatura femenina de un censo al siguiente. Los ocho modelos tienen todas las combinaciones de año censal, las variables socio-demográficas y el país. En el modelo que solo tiene los efectos del país, se observa que las diferencias entre países explican el 12% de la variación de los cambios en la jefatura femenina. Cuando los modelos incorporan tres variables socio-económicas (de las cuales la actividad económica es la más importante), la variación de los cambios en la jefatura femenina ya se explica por el 25% y al incluir el país de cada DAM la variación explicada aumenta a 30%, o sea un 5% extra. Es decir, que las variables socio-demográficas explican la mitad de la variación entre países.

Tabla 5

América Latina y el Caribe, 1960-2010: Características socio-demográficas y sus correlaciones con indicadores de tamaño del hogar y jefatura

				Correlaciones				
	Prom	DE	N	Tamaño promedio de hogar	Adultos 15+ por hogar	Niños 0-14 por hogar	Tasa de jefatura masculina	Tasa de jefatura femenina
Niños 0-14 (% de población)	37,1%	7,8%	1438	0,911	0,575	0,969	-0,109	-0,599
Ancianos 60+ (% de población)	8,1%	3,8%	1438	-0,793	-0,666	-0,773	0,172	0,677
Niños por anciano	5,86	3,36	1438	0,806	0,514	0,854	-0,106	-0,572
Mujeres activas (% de edad 15-59)	32,2%	15,7%	1438	-0,649	-0,487	-0,656	-0,072	0,623
Residencia urbana (% de población)	60,1%	22,9%	1128	-0,469	-0,067	-0,581	0,026	0,160
Agricultura (% de 15-59 trabajando)	32,7%	21,4%	1259	0,610	0,260	0,695	0,013	-0,375
Servicios (% de 15-59 trabajando)	26,8%	10,9%	1259	-0,604	-0,356	-0,647	-0,039	0,469
Educación primaria (o más, % de 15-59)	56,9%	26,2%	1438	-0,753	-0,463	-0,805	-0,022	0,569
Educación secundaria (o más, % de 15-59)	18,6%	15,8%	1438	-0,699	-0,478	-0,727	-0,108	0,648
Migración de otra DAM (% de población)	6,3%	4,8%	829	-0,022	-0,099	0,019	0,196	-0,147
Migración externa (% de población)	0,8%	1,1%	829	-0,072	-0,118	-0,041	0,083	0,019

Fuente: Procesamiento de microdatos censales de 21 países, de IPUMS International.
Notas: Algunos censos no captan algunos de las características. Migración refiere a un cambio de residencia 5 años antes del censo.

La presencia de datos de distintos años puede sesgar las comparaciones. La segunda parte de la Tabla 6 ofrece las mismas comparaciones con modelos de regresión que incorporan como variables independientes al año y al año al cuadrado. El modelo que incluye al año explica el 21% de la variación en el cambio de jefatura femenina entre las DAM. El país sigue explicando casi la misma parte de la variación adicional, el 12% (lo cual es igual al 33% menos el 21%). Con la inclusión de variables socio-demográficas en el modelo, el impacto del país es mucho menor, aproximadamente la mitad, el 7% (es decir, el 35% menos el 28%). Por otra lado, las variables

socio-demográficas no aportan mucho una vez que el año se incorpora al modelo —la varianza explicada adicional es del 7%, cuando fue del 25% antes de ingresar el año a la ecuación—.

En resumen, el año está asociado con las diferencias socio-demográficas cuando se investigan cambios en la jefatura femenina. Se puede decir que el progreso por década de la jefatura femenina se ha dado en paralelo con el progreso socio-demográfico. Sin embargo, las diferencias por país no cambian con el transcurso de las décadas, es decir, son persistentes. Las diferencias socio-demográficas entre las DAM explican aproximadamente la mitad de las diferencias entre países, ya esté o no incluido el año en el modelo.

Tabla 6

América Latina y el Caribe, 1960-2010: porcentaje de la variación en cambios de la jefatura femenina explicado por el país, las variables sociodemográficas y el año

(a) Sin Año	Sin País	Con País
Sin socio-demográficas	0,0%	12,5%
Con socio-demográficas	24,7%	30,0%
(b) Con Año	**Sin País**	**Con País**
Sin socio-demográficas	21,2%	33,5%
Con socio-demográficas	28,1%	34,9%

Fuente: Procesamiento de microdatos censales de 19 países, de IPUMS International. Notas: La variación explicada de cada modelo es el R2 ajustado del modelo indicado, multiplicado por 100 / Variable dependiente: Cambio de la jefatura femenina del año hasta el próximo censo / Variables independientes: Año representado por términos lineal y cuadrado. País representado por 19 efectos fijos (Cuba fue excluido por contar con un solo censo y Santa Lucía, excluido por tener solo 2 observaciones que están modelado perfectamente por cualquier otro variable). Variables socio-demográficas: Mujeres Económicamente Activas (% de población 15-59), Niños 0-14 (% de la población), y Educación Secundaria o más (% de población 15+).

Modelos de regresión múltiple: descriptivos y pronósticos

Se presentan varios modelos que indican las relaciones de la jefatura femenina de cada DAM con las variables socio-demográficos y el año del censo. El impacto del año del censo al cuadrado es muy significativo estadísticamente, lo cual refleja el aumento más rápido de jefatura femenina desde

1990. La inclusión del país como variable independiente también es importante, ya que indica que la variación entre las DAM es menor al interior de cada país, aun cuando las características socio-demográficas de las DAM son incluidas.

Para limitar la presentación de los resultados a aquellos más relevantes, la Tabla 7 incluye solamente los modelos finales. Primero, cada modelo ha sido estimado utilizando todas las DAM para todos los años, los cuales son los modelos descriptivos ('Desc'). Segundo, los mismos modelos también son estimados utilizando las DAM de nueve países que tienen datos para la ronda censal de 2010 y, por lo menos, para dos censos más en la base de datos. En este caso ('Pron'), la estimación utiliza solamente los datos de los años anteriores a 2010, con el objetivo de realizar un pronóstico del valor más reciente y así medir la precisión del pronóstico.

En los modelos 1, 2 y 3 la tasa de jefatura femenina es la variable dependiente. Argentina es el país de referencia y a fin de centrar las variables independientes, la constante se refiere a la tasa de jefatura femenina de Argentina en el año 2010 para una DAM con valores promedios de las características socio-demográficas. El valor de R^2, es decir, la proporción de la variación de la variable dependiente que es explicada por las variables independientes, se utiliza para medir la calidad del modelo.

Los modelos 1, 2, y 3 captan bien los datos, con un R^2 de 0,8, siendo el año, el año al cuadrado y un 'efecto' promedio de cada país las tres variables más significativas. El R^2 incrementa con la entrada de variables socio-demográficas. El porcentaje de mujeres económicamente activas es la variable socio-demográfica más fuertemente relacionada con la tasa de jefatura femenina. El R^2 es muy similar cuando los mismos modelos se estiman con los datos restringidos para los pronósticos. Los coeficientes cambian un poco entre los modelos, pero las tendencias son claras. De acuerdo a los coeficientes del modelo 3 estimado para todos los datos, puede resumirse que:

a. La jefatura femenina crece con el año del censo, un 4% en la última década;
b. La jefatura femenina crece más en años recientes; aunque el efecto no es mucho, un estimado del 1% en 100 años;
c. Se observan las diferencias entre los países, sobre todo el alto nivel de los países caribeños. Los valores de la mayoría de los países son positivos porque el país de referencia es Argentina, el cual tiene un bajo nivel de jefatura femenina. Solo México tiene un nivel un 2% más bajo;
d. Un incremento del 10% en la actividad económica de las mujeres se asocia a un incremento en la jefatura femenina del 1%;

e. El porcentaje de adultos mayores está asociado con un incremento mayor de la jefatura femenina; aunque según la Tabla 4, el porcentaje de adultos mayores es generalmente más bajo y con menor variación que la actividad económica de las mujeres.

Ahora se examinan los modelos 4 y 5. Estos modelos no analizan el valor de la jefatura femenina, sino su cambio de un censo al siguiente. Dado que las DAM generalmente no cambian su orden de jefatura femenina (ver Tabla 5), es posible que el cambio sea más estable y por eso más fácilmente modelado que la jefatura femenina *per se*. El modelo 4 indica un incremento del 4% en el valor pasado para cada DAM. El modelo 5 incluye otras variables con sus coeficientes. Los R^2 de los modelos 4 y 5 son menores que los obtenidos para los modelos 1, 2 y 3 porque ya se ha sustraído el factor más predictivo de la tasa de jefatura femenina en una DAM: su valor previo.

Tabla 7

América Latina y el Caribe, 1960-2010: coeficientes de regresión en modelos que describen (Desc) y pronostican (Pron) la tasa de jefatura femenina

	Modelos de Tasa Jefatura femenina						Modelos de Cambio de Tasa Jefatura femenina			
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Desc	Pron	Desc	Pron	Desc	Pron	Desc	Pron	Desc	Pron
Constante	25,67	26,60	22,04	21,43	19,88	19,07	3,66	3,59	8,48	5,86
Año	6,35	6,93	5,26	4,82	4,41	3,86			3,13	1,74
Año2	0,80	0,87	0,79	0,72	0,70	0,61			0,33	0,18
BOL	1,66		2,55		4,56				1,30	
BRA	-2,93	-4,32	-2,47	-3,75	-0,70	-1,82			2,42	2,18
CHL	-0,18		1,36		1,59				0,19	
COL	0,63		2,21		3,91				0,11	
CRI	-3,61	-3,33	-1,37	-1,33	0,04	0,25			0,15	0,86
CUB	9,97		11,32		10,02					
DOM	2,78	2,78	4,26	3,81	5,73	5,59			0,87	0,66
ECU	-2,19	-1,75	-0,57	0,03	0,84	1,54			-0,36	-0,22
SLV	0,69		3,57		4,83				1,97	
HTI	5,45		6,00		7,52				0,97	
JAM	13,93		13,86		13,74				0,99	
MEX	-6,51	-6,09	-4,28	-3,84	-2,70	-2,16			-1,19	-0,73
NIC	-2,18		0,27		2,63				-0,37	
PAN	-1,15	-0,28	0,28	0,90	1,18	2,07			-1,59	-1,31
PRY	-1,07		0,61		2,31				-0,45	
PER	-2,04		0,28		2,16				-0,23	
PRI	15,77	14,08	16,81	15,78	13,67	12,60			-0,78	2,08
LCA	13,66		12,19		13,24					
URY	2,32	2,10	1,54	1,72	-0,70	-0,46			2,31	1,70
VEN	-0,44		1,13		2,83				0,51	
Mujeres Ec Ac			0,15	0,15	0,13	0,12	0,06	0,09	-0,04	0,05
Adultos mayores					0,48	0,50				
Servicios					0,02	0,04				
Niños							-0,12	-0,06	-0,08	-0,01
Ed Secund							0,03	0,03	0,04	0,01
N de DAM	1258	671	1258	671	1258	671	979	754	979	754
R2 ajustado	0,80	0,80	0,83	0,82	0,85	0,85	0,24	0,26	0,36	0,34

Fuente: Procesamiento de microdatos censales de 21 países, de IPUMS International.
Notas: Cada modelo se define por las variables independientes listadas. En los modelos 4 y 5 la variable independiente es el cambio en la tasa de jefatura hasta el censo próximo. Cuba y Santa Lucía no se incluye en los modelos 4 y 5 por no tener suficientes datos. El país de referencia es Argentina, las variables sociodemográficas están centradas en su promedio y el año se centra por sustraer 2010 y dividir por 10. El número de casos en modelos 4 y 5 son menos por incluir la prevalencia de industrias de servicios que no se incluye en todos los censos.

Los coeficientes de los modelos pronósticos permiten la estimación de la jefatura femenina del censo próximo a partir de los datos del censo previo. La utilización de las relaciones entre la jefatura femenina y las otras variables, estimadas a partir de la base de datos para toda América Latina, permite una proyección para el año 2010-11 según cada modelo pronóstico y la comparación con el valor medido en el censo de 2010-11. La Tabla 8 presenta los resultados de esta comparación para cada uno de los nueve países utilizados para los modelos pronósticos. La medida de precisión es el promedio de la distancia absoluta entre la estimación y el valor del censo. Además se incluye un pronóstico de 'no cambio': el valor de 2010 se asume igual al valor del censo previo.

Considerando globalmente el éxito de los pronósticos para las DAM de los nueve países, el Modelo 1 que incorpora el año y el país pero ninguna

característica socio-demográfica, tiene un error absoluto promedio del 5%. Los Modelos 2 y 3 que incluyen características socio-demográficas tienen menos éxito, es decir, que a pesar de tener un R^2 más alto, tienen un mayor error cuando se aplican al otro censo, 2010-11. Los errores de modelos 2 y 3 son mayores que el 'modelo' muy sencillo de asumir ningún cambio desde el censo previo, que lleva un error promediado de 6%. El modelo más exitoso es el que empieza con el valor de jefatura femenina de la DAM en el censo previo y lo ajusta según el año y las características socio-demográficas (Modelo 4), logrando un error promedio del 3%. Un pequeño mejoramiento adicional se logra a partir de la inclusión de un coeficiente de cada país (Modelo 5). Este patrón de éxito de los Modelos 4 y 5 se repite para cada uno de los nueve países.

Tabla 8
América Latina y el Caribe, 1960-2010: la precisión de pronósticos de jefatura femenina de las DAM en nueve países seleccionados.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	No cambio	Modelo 4	Modelo 5	N Obs
Nueve países	4,8(4,0)	7,8(5,6)	10,5(4,7)	6,4(5,0)	3,4(3,3)	3,0(2,7)	159
Argentina	2,1(2,6)	5,5(2,7)		6,3(1,1)	1,0(0,8)	0,8(0,7)	24
Brasil	7,1(1,9)	12,6(1,9)	16,9(2,0)	11,5(1,2)	5,6(1,5)	3,4(1,2)	25
Costa Rica	2,3(1,7)	5,2(2,0)	9,1(2,2)	5,8(0,4)	1,7(1,1)	0,5(0,3)	7
Rep, Dominicana	2,2(2,3)	8,0(2,4)	11,3(3,2)	3,8(1,8)	1,6(1,5)	2,1(1,5)	25
Ecuador	3,4(1,8)	2,7(2,1)	7,3(2,3)	3,3(1,4)	1,5(1,1)	2,0(1,1)	14
México	3,6(1,9)	3,1(1,7)	7,3(1,7)	1,2(0,7)	2,7(0,7)	3,0(0,6)	32
Panamá	5,8(2,4)	1,9(1,1)	5,0(2,5)	3,9(0,8)	1,3(0,5)	0,6(0,5)	7
Puerto Rico	6,9(5,9)	11,2(5,6)	13,7(5,7)	4,9(1,3)	4,0(3,9)	4,9(3,9)	6
Uruguay	11,5(3,8)	17,6(3,9)		15,9(3,3)	9,9(3,4)	8,1(3,3)	19

Fuente: Procesamiento de microdatos censales de 9 países seleccionados, de IPUMS International.
Notas: Errores absolutos promediados de la estimación de 2010-11 (y su desviación estándar). Modelo 3 no tiene estimaciones para Argentina y Uruguay por falta de datos de Servicios en 2010-11 (N Obs total para Modelo 3 es 116).

Conclusión

Esta contribución ha revisado los datos subnacionales de indicadores del tamaño del hogar y de jefatura, y las relaciones entre ellos. Se selecciona a la jefatura femenina para un análisis detallado porque es el indicador principal de los cambios de la estructura del hogar. Más allá de la baja en la

fecundidad que ha reducido el tamaño del hogar, el crecimiento de jefatura femenina en las seis décadas pasadas ha afectado el tamaño decreciente del hogar más que otros indicadores.

El análisis realizado resume la tendencia de la jefatura femenina a nivel de las DAM de 21 países de América Latina y el Caribe, buscando relaciones que puedan ayudar a la proyección de la jefatura femenina a futuro. Además de su interés sociológico, la jefatura femenina influye en la demanda futura de vivienda, cuya proyección constituye una parte importante de la demografía aplicada a la planeación' (Siegel, 2002: 508-512; Ediev, 2007; Yepez et al., 2012; Yepez-Martinez et al., 2012).

No se encontraron evidencias de convergencia en las trayectorias de las DAM. Una proyección no debe asumir que la jefatura femenina tiende a un solo valor, ni dentro de un país ni internacionalmente. Un análisis multinivel de la varianza entre las DAM, asociado con el año y las características socio-demográficas, podría explorar los patrones de la convergencia y divergencia; aunque sin mucha esperanza de encontrar patrones claros.

Lo que sí es previsible es el aumento en la jefatura femenina y la estabilidad de áreas subnacionales respecto a otras áreas. Pues la estrategia elegida para estimar el futuro de la jefatura femenina es repetir la jefatura más reciente, ajustada por un crecimiento basado en el cambio del período más recientemente estimado. Las características socio-demográficas de cada DAM tienen una relación estrecha con la jefatura femenina, sobre todo el porcentaje de mujeres económicamente activas. Sin embargo, no añade material predictivo una vez que la jefatura femenina reciente de la DAM es tomada en cuenta. Esta estrategia de proyección sub-nacional es similar a la que comúnmente es utilizada por los institutos u organismos de estadísticas oficiales para otros indicadores, donde la fecundidad, la mortalidad y otras características locales se basan en una estimación reciente y el supuesto es que su tendencia futura es seguir una trayectoria paralela a la de una proyección nacional.

La proyección de hogares es normalmente lograda a partir de la multiplicación de una proyección de población por edades por una proyección de jefatura. Otra alternativa es un modelo dinámico donde la transición de cada individuo en el hogar se examina para luego proyectarlas. En cada caso, es necesario predecir los cambios futuros en la jefatura, lo que esta contribución busca ayudar a entender.

La jefatura femenina es solamente una de las importantes dimensiones del cambio futuro de la formación de los hogares. Otro será el envejecimiento, debido a la baja fecundidad y mortalidad que aumenta el número

de adultos mayores que viven separados de sus familias, en hogares de una o dos personas.

Esta contribución intenta estimular otros trabajos en este campo sobre las características demográficas sub-nacionales, sus tendencias y su proyección. Los lectores están invitados a extender el análisis aquí presentado con los datos recopilados o con otros datos.

Bibliografía

ALAP (2017), "Análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe (s-ALyC)", en: <http://www.alapop.org/alap/index.php?option=com_content&view=article&id=1427&Itemid=744>, acceso 17 de Mayo de 2017.

Burch, Th. K. (1980), "The index of overall headship: a simple measure of household complexity standardized for age and sex", en *Demography*, New York, Vol. 17, N° 1, p. 25-37

Castro Martín, T., Cortina, C., Martín García, T. y Pardo, I. (2011), "Maternidad sin matrimonio en América Latina: Análisis comparativo", en *Notas de Población,* Santiago de Chile, Vol. 93, p. 37-76.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2007), *Conciliación censal 1985-2005. Colombia. Calidad de los datos Censo 2005*, Bogotá: dane.

de Vos, S. (1987), "Latin American Households in Comparative Perspective", en *Population Studies*, Milton Park Abingdon, Vol. 41, No. 3, p. 501-517.

Ediev, D. M. (2007), *On projecting the distribution of private households by size*, Working Paper 4/2007, Vienna: Vienna Institute of Demography.

Esteve, A., Lesthaeghe, R. y López-Gay, A. (2012), "The Latin American cohabitation boom, 1970-2007", en *Population and Development Review*, Medford, MA, Vol. 38, No. 1, p. 55-81.

Hudson, Rex A. y Meditz, Sandra W. (eds.) (1990), *Uruguay: A Country Study*, Washington: gpo for the Library of Congress, en: <http://countrystudies.us/uruguay/40.htm>, acceso 28 de Junio de 2017.

Liu, C., Esteve, A. y Treviño, R. (2017), "Female-headed Households and Living Conditions in Latin America", en *World Development*, Amsterdam, Vol. 90, p. 311–328.

Massiah, J. (1983), *Women as heads of households in the Caribbean: family structure and feminine status*, Paris: unesco, en: <http://unesdoc.unesco.org/images/0005/000557/055763e0.pdf>, acceso 17 de Mayo de 2017.

Minnesota Population Center (2015), *Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 6.4* [Machine-readable database], Minneapolis: University of Minnesota, 2015.

OECD (2014), *Development Pathways Multi-dimensional Review of Uruguay Volume 1: Initial Assessment*, Santiago de Chile: United Nations Economic Commission for Latin America and the Caribbean, oecd Publishing.

s-ALyC (2016), *2. Muestras de los censos nacionales - Documentación detallada*, en <https://www.dropbox.com/sh/02k2kus02d1mm30/AADMXmFn1FT2I_BVojHEByu2a?dl=0>, acceso 17 de Mayo de 2017.

Sala-i-Martin, XX (1996), "Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence", en *European Economic Review,* Amsterdam, Vol. 40, N° 6, p. 1325-1352.

Siegel, J. D. (2002), *Applied Demography*, San Diego: Academic Press.

Ullmann, H., Maldonado Valera, C. y Nieves Rico, M. (2014), *La evolución de las estructuras familiares en América Latina, 1990-2010: Los retos de la pobreza, la vulnerabilidad y el cuidado*, Santiago de Chile: cepal/unicef, Serie Políticas Sociales 193.

Yépez, B., López-Colás, J., Ediev, D. y Módenes, J. A. (2012), "Proyecciones de hogares y previsión de demanda de viviendas en Venezuela", en Cavenaghi, S. (ed.) *Estimaciones y proyecciones de población en América Latina: desafíos de una agenda pendiente*, Rio de Janeiro: alap, Serie e-Investigaciones Nº 2.

Yépez-Martínez B., López-Colás J., Módenes J. A. y Amand, B. (2012), "Práctica actual de las proyecciones de hogar", en Cavenaghi, S. (ed.) *Estimaciones y proyecciones de población en América Latina: desafíos de una agenda pendiente*, Rio de Janeiro: alap, Serie e-Investigaciones Nº 2.

Convergencia y actividad económica en América Latina y el Caribe

Convergence and economic activity in Latin America and the Caribbean

Eduardo Torres[1]
Eleonora Rojas Cabrera[2]

1 CIECS (CONICET y UNC); y Facultad de Ciencias Económicas, UNC. Argentina, <torresedu@gmail.com>

2 CIECS (CONICET y UNC). Argentina,<eleonorarojascabrera@gmail.com>

Resumen

Este trabajo analiza la dinámica de las diferencias en el nivel de actividad económica en los países de América Latina y el Caribe desde 1960; y estima la medida en que dichas diferencias reciben la influencia del envejecimiento, la educación, el tipo de actividad predominante, el grado de urbanización y la migración.
Con base en información censal proveniente del *Minnesota Population Center*, se aplican determinados procedimientos estadísticos sobre la tasa de actividad de mujeres de 20-59 años como indicador de la actividad económica global.
Aunque los resultados no ofrecen evidencias concluyentes sobre la reducción de las disparidades en los ámbitos regional y subnacional, destacan que las mismas están fuertemente influenciadas por la proporción de niños, la educación alcanzada, las particularidades de cada país y el año. Asimismo, revelan la necesidad de considerar las limitaciones propias de la información utilizada para elaborar pronósticos de los niveles de actividad a futuro.

Palabras clave: Actividad económica. Desigualdad. América Latina y el Caribe. Mujeres.

Abstract

This paper analyses the dynamics of economic activity differences in Latin America and the Caribbean since 1960; and estimates the extent that these differences are influenced by ageing, education, predominant type of activity, degree of urbanization and migration.
Based on census data from the *Minnesota Population Center*, certain statistical procedures are applied to 20-59 year-old female economic activity rate as an indicator of global economic activity.
Although the results do not show conclusive evidence referring to disparities reduction at regional al sub-national levels, they point out that differences are strongly influenced by the proportion of children, the education achieved, the particularities of each country and the year.
Moreover, they remark the need to consider the limitations of information used to develop forecasts of activity rates.

Keywords: Economic activity. Inequality. Latin America and the Caribbean. Women.

Introducción y objetivos

La desigualdad económica entre países (y la acumulación diferencial de riqueza que ésta trae aparejada) conforma un motivo de preocupación constante a nivel mundial. Su presencia atenta contra el desarrollo de los pueblos, compromete la cohesión y obstaculiza la movilidad social, incrementando el riesgo de que se produzcan tensiones y disturbios en toda la sociedad (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2014).

Por estas razones, diversos estudiosos han hecho foco en investigar si la desigualdad tiende a disminuir o aumentar, dando origen a distintas corrientes de pensamiento relacionadas con el tema (Moncayo, 2004). Entre ellas, aquellas que desde el enfoque de crecimiento exógeno, plantean que las diferencias se reducen progresivamente debido a que la economía de los países más atrasados crece más rápido que la de los que no revisten tal condición, como consecuencia de mecanismos que el propio mercado pone en marcha en el contexto de la globalización. En ese sentido, es posible concebir la convergencia de las economías y, por ende, estándares de vida más equitativos para la población en su conjunto (Abramovitz; 1986; Baumol, 1986; Madisson, 1987).

Quienes adhieren a esta corriente, contemplan, al menos, dos tipos de convergencia: σ-convergencia y β-convergencia. La primera de ellas[3] refiere a la reducción gradual de la dispersión del crecimiento económico[4] entre unidades geográficas, sin tener en cuenta la evolución de la posición relativa de las economías de cada una de ellas (Sala i Martín, 1996).

A su vez, la segunda corriente parte de la existencia de una relación inversa entre la tasa de crecimiento de una economía en un periodo determinado y su nivel de ingresos per cápita al principio del mismo y concluye que la convergencia de las economías tiene lugar sólo si las unidades geográficas pobres crecen más rápido que las ricas. En otras palabras, considera que los territorios que presentan, inicialmente, niveles de ingreso per cápita más bajos alcanzan, al final, mayores tasas de crecimiento (Barro y Sala i Martín, 1991; Sala i Martín, 1996; Gerber, 2003).

Como contrapartida, otras corrientes, apoyadas en la teoría de crecimiento endógeno, postulan que las fuerzas del mercado potencian la acumulación de riqueza e ingresos en los territorios con economías más avanzadas, fundamentalmente en virtud de las diferencias en el capital

3 También denominada α-convergencia (Gerber, 2003).

4 Esta dispersión se mide, generalmente, a través de la desviación estándar o el coeficiente de variación.

humano[5] y el progreso tecnológico. De manera que las economías tienden a divergir (Romer, 1986; Lucas, 1988).

En esta discusión cobra vital relevancia la relación entre el crecimiento económico y los distintos factores susceptibles de incidir en la magnitud y el sentido de las brechas tanto entre países como al interior de los mismos. Dichos factores comprenden a los componentes de la dinámica demográfica (mortalidad, fecundidad y migración).

Tanto el comportamiento de estos componentes como la interacción entre los mismos se enmarca en la denominada 'teoría de la transición demográfica' (TD), la cual alude a un proceso de largo plazo asociado al descenso sostenido del nivel de la fecundidad (entendido en términos de la disminución del número de hijos por mujer), la reducción paulatina del nivel de la mortalidad (merced de los avances que se producen en el campo de las ciencias y las mejoras en las condiciones de vida de la población en general) y el consecuente envejecimiento de las poblaciones que lo experimentan[6].

En estrecha vinculación con la influencia de la TD en las economías, algunos especialistas han centrado su atención en la relación entre los distintos factores vinculados a la misma y las diferencias en el crecimiento económico. Entre ellos, Lucas (2002), quien sostiene que los niveles de producción de las economías más desarrolladas (en general, aquellas que transitan por una fase más avanzada de la TD) se incrementan sucesivamente en

5 El capital humano contempla el conjunto de conocimientos, habilidades, competencias y atributos adquiridos progresivamente por las personas que contribuyen al bienestar personal, social y económico (Keeley, 2007).

6 La TD transcurre entre dos situaciones extremas: una inicial de bajo crecimiento demográfico con altas tasas de mortalidad y fecundidad, y otra final, de bajo crecimiento y niveles igualmente bajos en las tasas referidas. A su vez, entre ambas situaciones se observan dos momentos principales: el primero, donde la tasa de crecimiento poblacional se incrementa a raíz de la reducción de la mortalidad; y el segundo, en el que dicho crecimiento disminuye, en función de la reducción de la fecundidad que se evidencia posteriormente (Chesnais, 1986).
La TD se subdivide, a su vez, en fases o etapas: 'incipiente' (altas mortalidad y natalidad; estructura por edades muy joven en razón de la alta fecundidad definida a partir del número de hijos por mujer; crecimiento natural moderado), 'moderada' (alta natalidad pero mortalidad moderada; población rejuvenecida debido al descenso de la mortalidad, sobre todo durante el primer año de vida; crecimiento natural elevado), 'plena' (natalidad moderada y mortalidad moderada o baja; como el descenso de la fecundidad es reciente, la población se mantiene relativamente joven; crecimiento natural moderado) y 'avanzada' (fecundidad y mortalidad muy bajas; la población comienza a envejecer; crecimiento natural bajo) (BID/CEPAL/CELADE, 2000).

función del aumento del nivel educativo medio de la población y el acopio del capital humano resultante[7].

Por su parte, Massey et al. (1993) destacan el papel que las migraciones desempeñan en el contexto de la globalización cuando se manifiestan en desplazamientos de poblaciones en edad de trabajar desde los sectores económicamente menos favorecidos hacia otros con mayores ventajas. Dichas ventajas comprenden, principalmente, las mejoras en el salario y el poder adquisitivo.

No menos importante resulta el proceso de urbanización que tiene lugar en los países a medida que envejecen. En tal sentido, Black y Henderson (1999) observan que así como el crecimiento de los ingresos impacta en la transición de una economía agrícola y rural a otra industrializada y de servicios (con predominio de áreas urbanas), también las localidades registran fuertes disparidades en los niveles de ingreso, asociadas directamente con su tamaño y la educación de sus habitantes.

A partir de las teorías y factores explicitados, e interesados especialmente por indagar si las economías de la región tienen a converger, o no, surge el interés por: analizar la dinámica de las diferencias en los países de América Latina y el Caribe —región caracterizada en varios estudios como la más desigual del mundo (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2006a)— abordando la tasa de actividad[8] (la que es un indicador de la participación de la población en la actividad económica); y estimar la medida en que estas diferencias están influenciadas por la acción de factores tales como el envejecimiento producto de la TD, la educación, el tipo de actividad predominante, el grado de urbanización y la migración.

En otras palabras, pretendemos dar respuesta a los siguientes interrogantes: ¿Es posible concluir la convergencia en los niveles de actividad económica regional y *subnacional?*, ¿En qué medida los factores aludidos permiten explicar la evolución de las diferencias? y *¿Qué parte del fenómeno queda excluida de esta explicación?*

7 Esta conclusión se basa en los resultados de una investigación previa llevada a cabo por Becker (1960).

8 La tasa de actividad representa la proporción de personas económicamente activas al interior de una población en un momento dado. Surge del cociente entre las personas activas de 15 años y más (es decir, aquellas que trabajan o buscan trabajo) y el total de población de ese rango etario en un periodo y lugar determinados; y se expresa, generalmente, en porcentajes. También admite desagregaciones específicas por edad y sexo (CEPAL, 2006b).

Datos, hipótesis y métodos

Se utiliza información correspondiente a los censos nacionales de población de distintos países de América Latina desde 1960. La misma se corresponde con muestras provenientes del *Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS International)*[9], que si bien adolecen de las limitaciones propias de las muestras en razón de la representatividad (y, además, dependen de la calidad de la información contenida originalmente en cada censo), ofrecen la ventaja de la comparabilidad entre países a partir de la armonización de las variables que contemplan.

Se considera la *Tasa de Actividad* (en adelante, TA) a nivel de División Administrativa Mayor (DAM) para cada país (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Haití, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Puerto Rico, Santa Lucía, Uruguay, Venezuela) y año censal (valores iguales o próximos a 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 y 2010, según las posibilidades de la información de cada país; agrupados en décadas o "rondas censales" en algunos casos; Ver Cuadro 1) de acuerdo a las desagregaciones específicas de Sexo (total personas, varones, mujeres) y *Grupo de edad* (15-59, 15-19, 20-59, 60 años y más)[10].

En referencia a los factores asociados a la TA, se contemplan los siguientes indicadores socio-económicos, también a nivel de DAM,por país y año censal: *Niños* (resultante del cociente entre la población menor de 0-14 años y la población total); *Ancianos* (resultante del cociente entre la población de 60 años y más y la población total); *Niños por anciano* (resultante del cociente entre la población de 0-14 años y la de 60 años y más); *Residencia urbana* (resultante del cociente entre la población residente en áreas urbanas y la población total); *Agricultura* (resultante del cociente entre la población 15-59 años que trabaja en agricultura y población 15-59 años que trabaja en todos los sectores); *Servicios* (resultante del cociente entre la población de 15-59 años que trabaja en servicios y la población de 15-59 años que trabaja en todos los sectores); *Educación primaria* (resultante del cociente entre la población de 15-59 años con educación primaria o más y la población de 15-59 años con educación declarada); *Educación secundaria* (resultante del cociente entre la población de 15-59 años con educación secundaria o más y la población de 15-59 años con educación declarada); *Migración interna* (resultante del cociente entre la población con residencia en otra DAM 5 años antes del relevamiento y la población con residencia declarada 5 años antes del relevamiento); y *Migración internacional* (resultante del cociente entre la población con residencia fuera del país 5 años antes del relevamiento y población con residencia declarada 5 años antes del relevamiento)[11].

9 Unidad dependiente del Minnesota Population Center (MPC).

10 Los valores de las TA específicas a nivel de región y país se obtienen a partir del promedio de los valores de las TA de las DAM correspondientes en cada caso.

Cuadro 1
Países de América Latina y el Caribe incluidos en el estudio según años para los cuales se dispone de información censal

País	Años
Argentina	1970, 1980, 1991, 2001, 2010
Bolivia	1976, 1992, 2001
Brasil	1960, 1970, 1980, 1991, 2010
Chile	1960, 1970,1982, 1992, 2002
Colombia	1964, 1973, 1985, 1993, 2005
Costa Rica	1963, 1973, 1984, 2000, 2011
Cuba	2002
Ecuador	1962, 1974, 1982, 1990, 2001, 2010
El Salvador	1992, 2007
Haití	1971, 1982, 2003
Jamaica	1982, 1991, 2001
México	1960, 1970, 1990, 1995, 2000, 2005, 2010
Nicaragua	1971, 1995, 2005
Panamá	1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010
Paraguay	1962, 1972, 1982, 1992, 2002
Perú	1993, 2007
Puerto Rico	1970, 1980, 1990, 2000, 2005, 2010
República Dominicana	1960, 1970, 1981, 2002, 2010
Santa Lucía	1980, 1991
Uruguay	1963, 1975, 1985, 1996, 2006, 2011
Venezuela	1971, 1981, 1990, 2001

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.

11 La totalidad de indicadores se expresa en porcentajes.

A continuación se detallan las hipótesis de la investigación vinculadas al comportamiento de la TA; y a la relación entre esta última y los indicadores detallados:

a. La TA evoluciona en algún sentido. Es así que es posible inferir progresos.
b. La TA se asocia fuertemente con algunos de los indicadores socio-económicos explicitados.
c. Esta asociación no varía significativamente entre países y años.
d. Las asociaciones de la TA con indicadores socio-económicos son más fuertes que las similitudes entre las DAM de un país.
e. La variación de la TA entre las DAM no se reduce con el tiempo (no hay convergencia).
f. Las relaciones entre la TA de las DAM no varían significativamente con el tiempo ni entre países.
g. Las relaciones entre las DAM y el sentido general de la TA permiten predecir el futuro de la TA en una DAM, aunque con una variación al azar cuyo tamaño puede medirse.
h. Es posible predecir el valor de la TA para 2010/11 utilizando solamente los datos antes de 2010 a partir de varias estrategias. Entre ellas, de manera constante; a partir del ritmo de la TA de años previos de la misma DAM; a través de datos de otras DAM y de otros países; o bien, de la relación entre la TA y las características socio-económicas.
i. Algunas estrategias de predicción serán más exitosas que otras.

En razón de los objetivos e hipótesis establecidos, se proponen tres tipos de análisis[12]:

Análisis preliminar: En esta instancia, se aborda la dinámica de las TA disponibles[13], se las correlaciona entre sí y se selecciona la TA que se considera describe mejor el fenómeno que se pretende investigar para continuar el análisis. Posteriormente, se correlaciona la TA seleccionada con el año a nivel regional (todos los países juntos); y dentro de cada país (Hipótesis a). Por último, se correlacionan los valores de dicha TA entre los años y_1 e y_2 para cada periodo intercensal, también a nivel regional y dentro de cada país (Hipótesis f).

12 Todos los procesamientos que se plantean en estas etapas excluyen los registros en los cuales se ignora el valor de la variable que consideran, según el caso.

13 Aun cuando se reconoce que la conformación geográfica de América Latina y el Caribe varía en cada ronda censal según la información disponible (cuestión que afecta la comparabilidad entre periodos), se decide mostrar algunos indicadores regionales en función de la importancia que revisten en esta fase de la investigación.

Análisis de la dinámica de las diferencias (Objetivo 1): Esta etapa apunta a indagar si el comportamiento de la TA seleccionada ofrece evidencias de convergencia/divergencia entre las áreas geográficas de interés. A tales fines:

a. Se mide la variación de la TA en cuestión en cada década mediante la desviación estándar (DE) [14] y evalúa la trayectoria de esta medida en el tiempo[15] (Hipótesis e: menos variación indica convergencia; en este caso, de acuerdo a lo expuesto en la introducción, la convergencia aludida se corresponde con la σ-convergencia).
b. Se calcula el coeficiente de β-convergencia[16]como medida de la tasa de cambio de un indicador en el tiempo. Dicha medida se obtiene de la aplicación de la siguiente fórmula:

$$ln\left(Y_{i,t}/Y_{i,0}\right)/t = \alpha + \beta ln\left(Y_{i,0}\right) + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde *ln* es el logaritmo natural; representa el indicador de interés para una unidad geográfica dada *i* en un periodo inicial en 0; $Y_{i,t}$ es el indicador de interés para una unidad geográfica dada *i* en un periodo final *t* es el tiempo transcurrido entre el periodo inicial (0) y final (t) de la medición; α es la constante; *β*, el coeficiente de convergencia (equivalente a la pendiente de la recta que propone el segundo término de la ecuación) y ε_i es el término de error (Dorius, 2008).

Este coeficiente establece una relación negativa entre la tasa de crecimiento de un indicador de interés (en esta ocasión, la TA seleccionada) y su nivel inicial (Sala i Martín, 1996). De manera que si el mismo asume un valor negativo implica que los territorios con economías más rezagadas están creciendo más rápidamente que los de economías más avanzadas (situación de convergencia); en tanto que si arroja un valor positivo refiere a que las economías más postergadas están cayendo aún más (situación de divergencia) (Dorius, 2008).

14 Cabe recordar que el resultado de esta medida deviene de la aplicación de la fórmula

$$\left(\sigma = \sqrt{\frac{\sum X^2 - \mu N^2}{N}}\right)$$

(donde σ = desviación estándar; *X* = valores de la variable de interés; μ = media poblacional; *N* = total poblacional (Ángel Gutiérrez, 2007).

15 Como fuera comentado en la introducción, el comportamiento decreciente de la desviación estándar da cuenta de una situación de σ-convergencia entre las unidades geográficas de una región (Sala i Martin, 1996).

16 Este coeficiente se utiliza comúnmente para medir la tendencia de la desigualdad en el nivel de ingresos entre países.

Análisis de la influencia de los factores socio-económicos en la dinámica de las diferencias y estimación del error (Objetivo 2): En esta etapa se calcula la correlación entre la TA seleccionada y cada indicador socio-económico a nivel regional, dentro de cada país y cada periodo intercensal (hipótesis b y c). Seguidamente, se estima un modelo de regresión múltiple en el cual la variable dependiente es la TA en cuestión; y las variables independientes se conforman a partir de una selección de los indicadores socio-económicos referidos[17], el año censal y el país. A continuación, se examina la variación residual como medida de incertidumbre de una predicción; se repite el análisis para cada periodo intercensal (hipótesis e y g); y se evalúa el deterioro del modelo toda vez que se extrae una variable independiente (Hipótesis d).

Finalmente, se estima un modelo de regresión múltiple sin considerar la información correspondiente al año 2010/2011 con diversos modelos relativamente sencillos (año; año y país; una selección de indicadores socio-económicos) hasta obtener el más eficiente; se pronostica el valor de 2010 para cada modelo y se calcula el error asociado (hipótesis h e i).

Resultados

Análisis preliminar

La TA de la población en edades activas (es decir, de 20 a 59 años) de América Latina y el Caribe tiende al ascenso. Diferente es el caso de la TA asociada a la población de 15-19 y de 60 y más años cuya dinámica, ligada a valores notablemente más bajos, se manifiesta en sentido inverso (Gráfico 1).

Si se tiene en cuenta el sexo, se destaca la TA de los varones de 20-59 años por presentar los mayores valores con independencia de la ronda censal. Sin embargo, estos describen una trayectoria irregular en el tiempo, a diferencia de las TA de los de 15-19 y 60 años y más, cuya tendencia al descenso se asimila a la de la población en general (Gráfico 1).

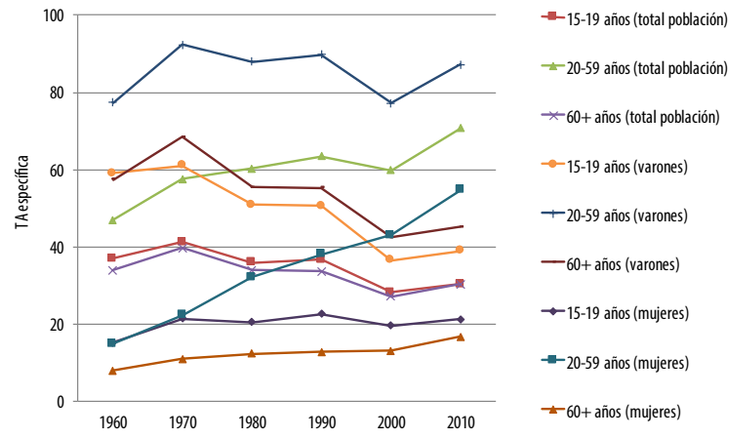
En las mujeres, los indicadores revelan una dinámica dispar: mientras que la TA de la población de 20-59 años crece sin interrupciones; la del grupo de 15-19 años muestra cierta estabilidad, a la vez que la del tramo de 60 años y más crece paulatinamente pero con menor intensidad (Gráfico 1).

17 Los criterios empleados para la selección de los indicadores socio-económicos son convenientemente detallados en el apartado destinado al análisis aludido.

En razón de lo comentado, dado que la TA de mujeres de 20-59 años evoluciona favorable y progresivamente[18] y que dicho indicador presenta una correlación alta y positiva con otros indicadores que dan cuenta de la actividad económica regional (fundamentalmente, la TA de las poblaciones de 15-59 años y de 20-59 años sin distinción del sexo; ver Tabla 2 del *Anexo*), se decide continuar el análisis con el indicador en cuestión.

Gráfico 1

América Latina y el Caribe, 1960-2010: TA específicas por ronda censal (%)



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS (Ver Tabla 1 del *Anexo*).
Notas: 1) El cálculo de las TA excluye las DAM con valor ignorado según el caso. 2) Para aquellos países que cuentan con información correspondiente a más de un censo por ronda censal, se considera únicamente la relativa al año más próximo al inicio de cada ronda (a modo de ejemplo, para México, que cuenta con datos de 1990, 1995, 2000 y 2005, se contempla solamente la información referida a 1990 y 2000). 3) Se omite la presentación de los valores asociados a la población de 15-59 años por exhibir una trayectoria prácticamente idéntica a la de 20-59 años.

18 El descenso o estancamiento de la TA masculina se explica, en parte, por el proceso de urbanización, cuyas consecuencias incluyen el aumento de la asistencia escolar en las poblaciones más jóvenes y el retiro más temprano del mercado laboral de aquellas en edades más avanzadas.
Este proceso imprime un efecto contrario en las mujeres, quienes registran un incremento del nivel de participación en la economía, fundamentalmente debido a que esta última es más reducida en las áreas rurales. A dicho incremento también debe asociarse la reducción de la tasa de fecundidad (entendida en términos del descenso del número de hijos por mujer) inherente al proceso de TD, la evolución de la cobertura educativa en la región y las repetidas crisis económicas que han experimentado los países de la región (las cuales han impulsado la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo, frecuentemente en ocupaciones informales y sin calificación) (Abramo et al., 2000).

El comportamiento del indicador aludido (en adelante, TAM) a escala regional se replica en la mayoría de los países, con excepción de El Salvador (la TAM decrece paulatinamente) y República Dominicana (la TAM experimenta una reducción considerable al final del periodo abordado) mientras que, en el otro extremo, llaman la atención Uruguay y Argentina por exhibir los niveles de actividad más elevados[19] (Ver Tabla 3 del Anexo).

Al poner bajo consideración la Hipótesis a) donde se procura conocer si la TA evoluciona en algún sentido, los resultados indican que al calcular la correlación entre la TAM y el año censal a nivel regional[20], hay presencia de correlación fuerte y positiva entre dichas variables (Coeficiente de Pearson = 0,649). De este modo, es posible dar cuenta de progreso, en la medida que en la TAM crece con el tiempo.

Sin embargo, al repetir el análisis a nivel nacional se evidencian situaciones disímiles: en tanto en algunos países la correlación es positiva y fuerte (mayor a 0,700; Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, México, Uruguay, Venezuela), en otros la misma, aunque positiva, pierde intensidad (menor o igual a 0,700; Colombia, El Salvador, Jamaica, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Puerto Rico). Finalmente, un país (Haití) manifiesta una correlación negativa (Ver Tabla 5 del Anexo).

En particular, si bien se destaca Uruguay por exhibir el mayor valor de correlación (0,953), un análisis de la TAM según DAM no indica necesariamente la convergencia de los valores al interior del país. Ello puede corroborarse, por ejemplo, en términos de la diferencia absoluta entre la TAM de la DAM de mayor TAM (Montevideo, la DAM capital, en todos los años) y la TAM de la DAM de menor TAM. Esta última consigue incrementarse sin interrupciones a medida que transcurre el tiempo: de 17,5% en 1963 a 21% en 2011 (Tabla 1).

19 Los cálculos referidos en este párrafo fueron complementados con el de la TAM según la agrupación de los países por etapa de la TD para una selección de países, obteniéndose evidencias de TAM con dinámicas similares con independencia del grupo de pertenencia. Para más información, se sugiere consultar la Tabla 4 del Anexo.

20 A partir de aquí se desestima del análisis a las jurisdicciones de Cuba y Santa Lucía. Motiva dicha desestimación las limitaciones propias de la información disponible en estos casos (sólo se cuenta con el valor de la TAM para 2002 en el primero; y para 1980 y 1991 en el segundo); y la constitución interna de Santa Lucía (en rigor, está conformada por una única DAM).
En otras palabras, la información disponible para los países referidos arroja una correlación perfecta (1) entre algunas de las variables de interés. Como este hecho no contribuye al análisis, se decide excluirlos del mismo.

Tabla 1
Uruguay, 1963-2011: Diferencia absoluta entre las TAM de la DAM de mayor y menor nivel de TAM por año censal (%)

Indicador	Año censal					
	1963	1975	1985	1996	2006	2011
TAM de la DAM de mayor nivel de TAM	36,7	43,2	54,1	70,1	77,5	80,1
TAM de la DAM de menor nivel de TAM	19,1	27,9	31,5	51,6	58,4	59,2
Diferencia absoluta	17,5	15,3	22,6	18,5	19,1	21,0

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS (Ver Tabla 6 del Anexo).

Si se considera la correlación entre el valor de la TAM en un año censal determinado y dicho valor en el año censal anterior, y dicha correlación resulta positiva, existen evidencias de que la TAM es un buen pronosticador del valor que la misma tendría en el año censal subsiguiente (Hipótesis f).

Aunque a nivel regional esta correlación arroja un valor positivo, alto y significativo (0,786), la forma en que se muestra la relación entre las variables referidas varía según el país. Es así que la correlación es positiva y fuerte (con valores superiores a 0,900) en Brasil, Chile, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Panamá, Perú, Uruguay y Venezuela; al tiempo que pierde intensidad en Argentina, Nicaragua y Paraguay (con valores que varían entre 0,7 y 0,8); y más aún en Colombia, Jamaica, México y Puerto Rico (con valores que se ubican entre 0,4 y 0,6) (Ver Tabla 7 del Anexo).

Por el contrario, la relación no resulta significativa en Bolivia y Haití. De manera que la TAM no configura un buen pronosticador en estos casos (Ver Tabla 7 del Anexo).

Análisis de la dinámica de las diferencias

Como se comentara en el apartado metodológico, las limitaciones propias de la información disponible (dadas en función de la carencia de datos referidos a la totalidad de países contemplados para todos los periodos intercensales abordados) dificultan el análisis de la dinámica de las diferencias en la región en su conjunto.

De allí que se propone una aproximación a dicho abordaje mediante el análisis de la Desviación Estándar de la TAM (indicador de σ-convergencia) al interior de una subregión hipotética conformada por un grupo de países para los cuales se dispone de información relativa a todas las décadas estudiadas. A saber: Brasil, Ecuador, Panamá y Uruguay[21].

Así, una comparación de las trayectorias de la TAM y la DE asociadas a cada uno de estos países indica que las disparidades subregionales se agudizan entre 1960 y 1990 (entre estas décadas, las diferencias crecen progresivamente) (Gráfico 2).

Desde este último año, la desigualdad comienza a decrecer. Sin embargo, los valores de la DE continúan siendo elevados. De manera que no es posible inferir una situación de σ-convergencia entre los países considerados.

Por otro lado, a partir de la estimación de la regresión sintetizada en (1), puede concluirse la presencia o ausencia de convergencia tipo β. Cabe recordar que si el coeficiente de la regresión asume un valor negativo, da cuenta de un escenario en donde tiene lugar esta convergencia. En otras palabras, las jurisdicciones que manifiestan inicialmente un mayor valor en el indicador de interés (la TAM, en este caso) experimentan en dicho indicador un crecimiento inferior al de las que presentan, en principio, un menor valor asociado (Dorius, 2008).

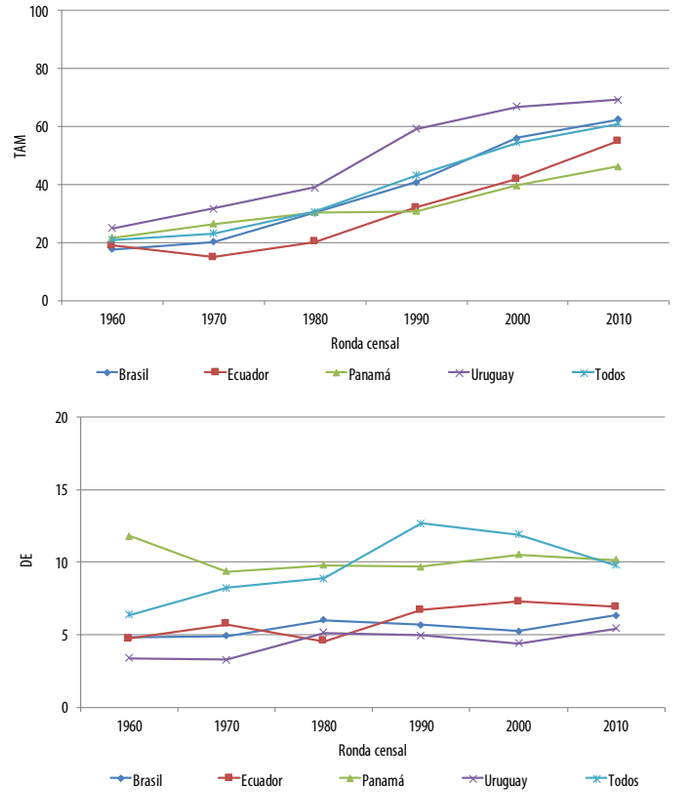
Aunque en el caso de la subregión abordada, el coeficiente de β-convergencia[22]asume un valor negativo en todos los periodos intercensales, se aproxima a cero en el decenio 1960-1970, lo que evidencia una situación de divergencia en dicho periodo. Posteriormente, la situación tiende a revertirse (ya que el indicador aumenta progresivamente en términos absolutos), cuestión que ofrecería indicios de convergencia (Tabla 2).

21 Más allá de esta propuesta, no deja de reconocerse que el grupo de países que la integra puede no representar, de modo alguno, la realidad regional de manera cabal.

22 Existe una relación entre σ y β-convergencia, en la cual se establece que la segunda es una condición necesaria (pero no suficiente) de la primera. Esta relación está convenientemente demostrada en Sala i Martín (1996).

Gráfico 2

América Latina (países seleccionados), 1960-2010: TAM (%) y DE de la TAM según ronda censal



Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS (Ver tablas 3 y 8 del *Anexo*).

Análogamente, los coeficientes calculados al interior de cada país se acercan a cero, al tiempo que no presentan una trayectoria definida en algunos casos (Tabla 2). Por estos motivos, resulta necesario profundizar el análisis de los resultados alcanzados para comprender con mayor profundidad sus alcances e implicancias.

Tabla 2
América Latina (países seleccionados), 1960-2010: Coeficiente de β-convergencia entre periodos intercensales

País	Periodos intercensales				
	1970/1960	1980/1970	1990/1980	2000/1990	2010/2000
Todos los países	-0,009	-0,024	-0,029	-0,028	-0,030
Brasil	-0,034	-0,017	-0,033*	-0,007	-,0620*
Ecuador	0,000	-0,081*	-0,033*	-0,051*	-0,010
Panamá	-0,039*	-0,033*	-0,032*	-0,027	-,0220*
Uruguay	-0,037*	-0,009	0,030*	-0,058*	-,0350*

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.
Nota: *Valor estadísticamente significativo utilizando p = 0,05

Análisis de la influencia de los factores socio-económicos en la dinámica de las diferencias y estimación del error

Al incorporar al análisis algunos indicadores socio-económicos que inciden en la magnitud de las disparidades y correlacionar sus valores con el de la TAM, los resultados indican a nivel regional que: a) la correlación es positiva y significativa con la proporción de población adulta mayor (es decir, aquella de 60 años y más), la proporción de población residente en áreas urbanas, la proporción de población afectada al área de los servicios y la proporción de población con, al menos, educación primaria y secundaria, respectivamente; b) la correlación es significativa pero negativa con la proporción de niños (menores de 15 años), el número de niños por anciano, la población ocupada en el sector agrícola y la proporción de población con residencia fuera del país 5 años antes del relevamiento censal; por último, la correlación no es significativa en el caso de la proporción de población con residencia en otra DAM 5 años antes del relevamiento censal (Tabla 3).

Esta asociación no varía significativamente entre países y rondas censales (Ver tablas 9y 10 del Anexo).

Tabla 3
América Latina y el Caribe. Correlación entre la TAM e indicadores socio-económicos seleccionados

Indicador socio-económico	Correlación de Pearson	Sig. (bilateral)	N
Niños	-0,731	0,000	1.367
Ancianos	0,585	0,000	1.367
Niños por anciano	-0,617	0,000	1.367
Residencia urbana	0,507	0,000	1.064
Agricultura	-0,707	0,000	1.220
Servicios	0,694	0,000	1.220
Educación primaria	0,718	0,000	1.367
Educación secundaria	0,663	0,000	1.367
Migración interna	-0,052	0,142	790
Migración internacional	-0,130	0,000	790

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.

A continuación, se estima un modelo de regresión lineal múltiple en el que la variable dependiente es la TAM y las variables independientes son *Niños*, *Educación primaria*, *Educación secundaria* y *Año censal*[23]. Estas últimas son centradas de acuerdo al valor promedio que asumen con base en información previa al año 2010.

Con el fin de obtener estimadores confiables, el modelo incorpora también una variable dicotómica para aquellos países que cuentan con algún censo a partir de 2010 al menos tres censos previos a ese año (Argentina, Brasil, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Panamá y Uruguay). Dicha variable especifica *si cada DAM pertenece a un país determinado o no*.

Los resultados señalan un R^2 equivale a 0,830, valor que da una pauta del buen ajuste del modelo. Asimismo, señalan que la TAM varía 0,58% con cada año transcurrido al tiempo que tiene relación positiva con los porcentajes de *Educación primaria* y *Educación secundaria* (aunque es más

23 Si bien inicialmente se planteó incluir en el modelo también a las variables Ancianos, Niños por anciano, Residencia urbana, Agricultura y Servicios (que comparten con las incluidas efectivamente modelo, la característica de manifestar con la variable TAM una correlación con la variable igual o superior a 0,250), finalmente se decidió desestimarlas dada la inexistencia de información relativa a las mismas en las bases analizadas para todos los países considerados.

fuerte en este último caso). En otro extremo, acusan una relación inversa con *Niños* (Tabla 4).

Complementariamente, la TAM mantiene una relación positiva con todos los países incluidos en el modelo, excepto en Costa Rica donde, al mismo tiempo, el coeficiente no es estadísticamente significativo (Tabla 4).

Tabla 4
Modelo de regresión lineal múltiple estimado*

Modelo	Coeficientes sin estandarizar		Coeficientes estandari-zados	t	Sig.
	B	Error estándar	Beta		
(Constante)	27,031	0,685		39,453	0,000
NiñosCentrado	-37,404	8,178	-0,175	-4,574	0,000
EdPrimCentrada	12,193	3,751	0,194	3,250	0,001
EdSecCentrada	20,021	6,172	0,165	3,244	0,001
AñoCentrado (en 1983)	577,901	40,623	0,500	14,226	0,000
Argentina	9,006	1,033	0,193	8,719	0,000
Brasil	12,813	1,298	0,296	9,874	0,000
Costa Rica	-0,899	1,435	-0,011	-0,626	0,531
Ecuador	2,552	1,022	0,048	2,498	0,013
Panamá	5,346	1,320	0,073	4,051	0,000
Puerto Rico	-4,635	3,153	-0,046	-1,470	0,142
República Dominicana	12,681	1,082	0,277	11,717	0,000
Uruguay	11,811	1,232	0,252	9,587	0,000

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.
Notas: Variable dependiente: TAM
(*) Se utiliza como país de referencia México. Es decir que, si el resto de las variables permanece constante, Costa Rica y Puerto Rico pronosticarán TAM menores que México y a la inversa para el resto de los países.

Finalmente, se presentan dos medidas de error de acuerdo al pronóstico de la TAM para los países que cuentan con información censal para la década de 2010. En el caso del error 1, se utilizan los coeficientes de cada variable y se corrige el pronóstico de acuerdo al país de manera individual. Por lo tanto, el error 1 es la diferencia en términos absolutos entre dicho pronóstico y el valor observado de TAM.

Por su parte, el error 2 se define a partir de la diferencia (también en valores absolutos) entre la TAM correspondiente a un censo determinado y la TAM del censo previo.

Tabla 5
Errores estimados

País	Indicador	ErrorAbs1	ErrorAbs2	TAM
Argentina	Media	5,2	9,3	66
	N	24	24	24
	DE	3,4	1,8	8,1
Brasil	Media	4,4	6,3	62,6
	N	25	25	25
	DE	3,4	2,7	6,3
Costa Rica	Media	11,3	10,2	43,3
	N	7	7	7
	DE	4,3	1,3	7,3
Ecuador	Media	6,4	13	55
	N	14	14	14
	DE	3,1	1,5	6,9
México	Media	7,8	6,9	45
	N	32	32	32
	DE	4,7	2,8	6,6
Panamá	Media	13	6,5	46
	N	7	7	7
	DE	5,7	3,1	10,2
Puerto Rico	Media	4,2	5,3	64,6
	N	6	6	6
	DE	2,5	4,9	5,6
República Dominicana	Media	21	21	40,7
	N	25	25	25
	DE	4,5	3,6	5,5
Uruguay	Media	3,8	3	69,3
	N	19	19	19
	DE	2,9	2,2	5,4

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.

De acuerdo a los resultados, en algunos casos (Argentina, Brasil, Ecuador y Puerto Rico) el error es menor si el pronóstico se realiza con base en la estimación de la regresión lineal; de manera que la información socio-económica aporta para considerar el escenario futuro. En cambio, en otros (Costa Rica, México, Panamá y Uruguay), el empleo de la información censal previa para pronosticar el valor del censo siguiente (en desmedro de la utilización de los coeficientes de regresión) confiere mayor precisión a la estimación. Por último, se registra sólo una situación (República

Dominicana) en la cual el promedio de error absoluto es similar en ambos casos, aunque la DE es menor cuando se utiliza el valor del censo previo.

Conclusiones

Los resultados de este trabajo no ofrecen evidencias concluyentes de convergencia en el valor de la TAM entre los países de América Latina y el Caribe. En este sentido, si bien el indicador analizado tiende al ascenso en la mayoría de los casos (hipótesis a, f) y su DE (indicador de σ-convergencia) registra una reducción paulatina con posterioridad a 1990, los valores que la misma adquiere hacia el final del periodo investigado continúan siendo elevados (Hipótesis e).

Por otra parte, aunque habría indicios de β-convergencia en un conjunto reducido de países (Brasil, Ecuador, Panamá y Uruguay) para los cuales es posible avanzar con este cálculo (el coeficiente arroja un valor negativo tanto individual como colectivamente), no resulta del todo claro el significado de los resultados alcanzados, que bien podrían no representar cabalmente la realidad regional. Esta conclusión refleja la necesidad de continuar las indagaciones respecto de su interpretación e implicancias.

Adicionalmente, los resultados resaltan la marcada influencia que la TAM recibe de factores tales como la proporción de niños (relacionada con el nivel de la fecundidad; cuyo descenso diferencial propicia el incremento de las brechas) y la máxima educación alcanzada (como indicador de la acumulación de capital humano) (Hipótesis b), con independencia del país y el periodo censal (Hipótesis c). El comportamiento de estos factores, junto con las características propias de cada país y el año, reafirman, de alguna manera, la relación entre el proceso de TD y las diferencias a nivel del territorio (Hipótesis d).

Así también, destacan que, si bien en algunos países, estos factores son de fundamental importancia para realizar pronósticos a futuro; en otros, los errores de la predicción se minimizan cuando se emplean datos del indicador provenientes de censos previos (hipótesis e, g, h, i). Ambas cuestiones refuerzan la necesidad de considerar las particularidades de cada país y las limitaciones propias de la información disponible para abordajes del tipo en cualquiera de los casos.

Referencias

Abramo, L., Valenzuela, M. y Pollack, M. (2000), *Equidad de género en el mundo del trabajo en América Latina. Avances y desafíos cinco años después de Beijing*, Lima: Organización Internacional del Trabajo, Oficina Regional para América Latina y el Caribe.

Abramovitz, M. (1986),"Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind", en *Journal of Economic History*, New York, Vol. 46, N° 2, p. 385-406.

Ángel Gutiérrez, J. (2007), *Estadística general aplicada*, Medellín: Fondo Editorial Universidad EAFIT.

Barrenechea, P., Rodríguez, A., y Troncoso, C. (2008), "Diagnóstico económico del Departamento de Artigas. Análisis y priorización de los recursos económicos con potencialidad para un desarrollo local sostenible", en *Cuadernos para el Desarrollo Local*, Serie: Recursos económicos y sociales para el desarrollo local, Programa de Desarrollo Local ART Uruguay, enero de 2008.

Barro, R. y Sala i Martín, X (1991),"Convergence across States and Regions", en *Brookings Papers on Economic Activity*, Washington, DC, Vol. 22, N° 1, p. 107-182.

Baumol, W. (1986), "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show", en *The American Economic Review*, Pittsburgh, PA, Vol.76, N° 5, p. 1072-1085.

Becker, G. (1960), "An economic analysis of fertility", en *Demographic and economic changes in developed countries*, Cambridge, MA, p. 209-231, Universities-NBER Conference Series 11.

BID/CEPAL/CELADE (2000), "La transición demográfica en América Latina", en <www.cepal.org/celade/sitdem/de_sitdemtransdemdoc00e.html>, acceso 26 de septiembre de 2016.

Black, D. y Henderson, V. (1999), "A Theory of Urban Growth", en *Journal of Political Economy*, Chicago, IL, Vol.107, N° 21, p. 252-284.

CEPAL (2006a), *Panorama social de América Latina 2005* (LC/G.2288-P/E), Santiago de Chile: Naciones Unidas.

_____ (2006b), "Definición de algunos indicadores demográficos", en *Observatorio Demográfico de América Latina N° 2 – Población económicamente activa*, en <http://www.cepal.org/publicaciones/xml/2/29672/OD-2-Definitions.pdf>, acceso 25 de agosto de 2016.

Chesnais, J. (1986), *La transition démographique. Etapes, formes, implications économiques*, Paris: INED, Presses Universitaires de France.

Dorius, S. (2008), "Global Demographic Convergence? A Reconsideration of Changing Intercountry Inequality in Fertility", en *Population and Development Review*, Medford, MA, Vol.34, N° 3, p. 519-537.

Gerber, J. (2003), "¿Hay convergencia de ingresos en la frontera entre México y Estados Unidos?", en *Comercio Exterior*, México, DF, Vol. 53, N° 12, p. 1098-1105.

Keeley, B. (2007), *Capital humano. Cómo influye en su vida lo que usted sabe*, México: OCDE, Ediciones Castillo.

Lucas, R. (1988), "On mechanics of economic development", en *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, Vol. N° 22, N° 1, p. 3-42.

_____ (2002), "The industrial revolution: Past and future", en *Lectures on economic growth*, Cap. 5, Cambridge: Harvard University Press.

Maddison, A. (1987), "Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques of Quantitative Assessment", en *Journal of Economic Literature*, Nashville, TN, Vol. 25, N° 2, p. 649-698.

Massey, D., Arango, J., Graeme, H., Kouaouci, A., Pellegrino, A y Taylor J (1993), "Theories of International Migration: A Review and Appraisal", en *Population and Development Review*, Medford, MA, Vol. 19, N°, 3, p. 431-466.

Moncayo, E. (2004), "El debate sobre la convergencia económica internacional e interregional: enfoques teóricos y evidencia empírica", en *Revista EURE*, Santiago de Chile, Vol. 30, N° 90, p. 7-26.

PNUD (2014), *Informe sobre Desarrollo Humano 2014*, Nueva York: PNUD.

Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Chicago, IL, Vol. 94, N° 5, p. 1002-1037.

Sala i Martín, X (1996), "Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence, en *European Economic Review*, Amsterdam, N° 40, p. 1325-1352.

Anexo

Tabla 1

América Latina y el Caribe, 1960-2010: TA específicas por ronda censal*(%)

TA específica	Década					
	1960	1970	1980	1990	2000	2010
15-59 años (total población)	56,5	54,1	56,9	58,2	59,9	64,4
15-19 años (total población)	46,7	41,4	37,0	36,1	31,2	30,5
20-59 años (total población)	58,8	57,7	62,0	63,2	65,7	70,8
60+ años (total población)	42,7	39,8	35,0	33,2	30,3	30,5
15-59 años (varones)	92,2	86,1	82,8	81,9	77,2	79,5
15-19 años (varones)	73,8	61,3	52,5	50,0	40,5	39,3
20-59 años (varones)	96,5	92,7	90,6	89,5	85,0	87,3
60+ años (varones)	71,5	68,6	57,1	54,9	47,1	45,3
15-59 años (mujeres)	19,2	22,3	30,7	34,8	43,0	49,6
15-19 años (mujeres)	19,8	21,6	21,3	22,1	21,6	21,5
20-59 años (mujeres)	19,1	22,4	33,2	37,5	47,2	54,7
60+ años (mujeres)	10,7	11,1	12,8	12,5	14,6	16,9

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.
Nota: (*) Corresponden a valores que surgen del promedio entre las tasas a nivel de DAM.

Tabla 2.

América Latina y el Caribe: Correlación entre TA específicas

Tasa específica		15-59 años (total población)	15-19 años (total población)	20-59 años (total población)	60+ años (total población)	15-59 años (varones)	15-19 años (varones)	20-59 años (varones)	60+ años (varones)	15-59 años (mujeres)	15-19 años (mujeres)	20-59 años (mujeres)	60+ años (mujeres)
15-59 años (total poblac.)	Corr. de Pearson	1	0,666	0,968	0,420	0,860	0,508	0,223	0,373	0,764	0,697	0,807	0,462
	Sig. (bilateral)		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438
15-19 años (total poblac.)	Corr. de Pearson	0,666	1	0,071	0,563	0,817	0,932	,669	,600	,200	,707	-,217	,261
	Sig. (bilateral)	0,000		0,008	0,000	0,000	0,000	0,000	,000	,000	,000	,000	,000
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438
20-59 años (total poblac.)	Corr. de Pearson	0,968	0,071	1	-0,149	0,078	-0,227	0,102	-0,364	0,897	0,546	0,890	0,416
	Sig. (bilateral)	0,000	0,008		0,000	0,004	0,000	0,000	0,000	00,000	0,000	0,000	0,000
	N	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367
60+ años (total poblac.)	Corr. de Pearson	0,420	0,563	-0,149	1	0,599	0,599	0,379	0,952	0,012	0,267	-0,322	0,664
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,645	0,000	0,000	0,000
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438
15-59 años (varones)	Corr. de Pearson	0,860	0,817	0,078	0,599	1	0,801	0,959	0,655	0,344	0,522	-0,336	0,276
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,004	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438
15-19 años (varones)	Corr. de Pearson	0,508	0,932	-0,227	0,599	0,801	1	0,747	0,688	-0,076	0,418	-0,542	0,100
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		0,000	0,000	0,004	0,000	0,000	0,000
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438
20-59 años (varones)	Corr. de Pearson	0,223	0,669	0,102	0,379	0,959	0,747	1	0,474	-0,285	0,147	-0,317	-0,054
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,046
	N	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367

Tabla 2

América Latina y el Caribe. Correlación entre TA específicas (conclusión)

Tasa específica		15-59 años (total población)	15-19 años (total población)	20-59 años (total población)	60+ años (total población)	15-59 años (varones)	15-19 años (varones)	20-59 años (varones)	60+ años (varones)	15-59 años (mujeres)	15-19 años (mujeres)	20-59 años (mujeres)	60+ años (mujeres)
60+ años (varones)	Corr. de Pearson	0,373	0,600	-0,364	0,952	0,655	0,688	0,474	1	-0,133	0,195	-0,553	0,460
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438
15-59 años (mujeres)	Corr. de Pearson	0,764	0,200	0,897	0,012	0,344	-0,076	-0,285	-0,133	1	0,659	0,996	0,518
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,645	0,000	0,004	0,000	0,000		0,000	0,000	0,000
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438
15-19 años (mujeres)	Corr. de Pearson	0,697	0,707	0,546	0,267	0,522	0,418	0,147	0,195	0,659	1	0,490	0,476
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		0,000	0,000
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438
20-59 años (mujeres)	Corr. de Pearson	0,807	-0,217	0,890	-0,322	-0,336	-0,542	-0,317	-0,553	0,996	0,490	1	,434
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000		,000
	N	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367	1367
60+ años (mujeres)	Corr. de Pearson	0,462	0,261	0,416	0,664	0,276	0,100	-0,054	0,460	0,518	0,476	0,434	1
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,046	0,000	0,000	0,000	0,000	
	N	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438	1438	1438	1367	1438

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.

Tabla 3
América Latina y el Caribe (países seleccionados), 1960-2010:
TAM promedio por ronda censal (%)

País	Ronda					
	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Argentina	-	28,9	31,4	51,1	56,7	66,0
Bolivia	-	20,5	-	49,0	47,1	-
Brasil	17,6	20,2	30,3	40,9	56,2	62,6
Chile	20,7	21,5	27,1	30,9	41,2	-
Colombia	20,0	24,9	42,4	35,6	38,7	-
Costa Rica	16,0	18,9	23,1	-	33,1	43,3
Cuba	-	-	-	-	45,8	-
Ecuador	18,9	15,0	20,2	32,1	42,0	55,0
El Salvador	-		-	26,8	40,2	-
Haití	-	76,6	52,1	-	47,8	-
Jamaica	-	-	52,1	47,4	57,4	
México	-	16,4	-	23,6	38,1	44,9
Nicaragua	-	17,8	-	33,2	35,5	-
Panamá	21,6	26,4	30,5	30,7	39,8	46,2
Paraguay	26,9	21,1	21,0	24,7	41,9	-
Perú	-	-	-	31,5	42,4	-
Puerto Rico	-	-	-	51,0	47,8	64,6
República Dominicana	9,4	19,7	29,6	-	61,7	40,7
Santa Lucía	-	-	50,3	58,0	-	-
Uruguay	25,0	31,7	39,0	59,3	66,9	69,3
Venezuela	-	19,6	30,7	37,5	42,4	-

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.
Nota: Para aquellos países que cuentan con información correspondiente a más de un censo por ronda censal, se considera únicamente la relativa al año más próximo al inicio de cada ronda (a modo de ejemplo, para México, que cuenta con datos de 1990, 1995, 2000 y 2005, se contempla solamente la información referida a 1990 y 2000).

Tabla 4
América Latina y el Caribe (grupos de países seleccionados), 1960-2010:
TAM promedio por etapa de la TD* según ronda censal (%)

Etapa de la TD	Ronda					
	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Incipiente*	-	37,7	52,1	49	47,3	-
Moderada**	26,9	19,1	21,0	28,7	38,	-
Plena***	15,9	21,3	32,5	36	47,2	50,1
Avanzada****	23,7	28,8	33,5	51	57,2	67,1

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS y (BID/CEPAL/CELADE, s.f).
Notas: (*) Incluye Bolivia y Haití; (**) Comprende El Salvador, Nicaragua y Paraguay; (***) Abarca Brasil, Colombia, Costa Rica, Panamá, Perú, República Dominicana y Venezuela; (****) Incluye Argentina, Chile, Puerto Rico y Uruguay.

Tabla 5

América Latina y el Caribe (países seleccionados): Correlación entre la TAM y el año censal

País			TAM	Año censal	País			TAM	Año censal
Argentina	TAM	Correlación de Pearson	1	0,901	Jamaica	TAM	Correlación de Pearson	1	0,256
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,102
		N	120	120			N	42	42
	Año censal	Correlación de Pearson	0,901	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,256	1
		Sig. (bilateral)	0				Sig. (bilateral)	0,102	
		N	120	120			N	42	42
Bolivia	TAM	Correlación de Pearson	1	0,86	México	TAM	Correlación de Pearson	1	0,815
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	27	27			N	160	160
	Año censal	Correlación de Pearson	0,86	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,815	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0	
		N	27	27			N	160	224
Brasil	TAM	Correlación de Pearson	1	0,936	Nicaragua	TAM	Correlación de Pearson	1	0,667
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	140	140			N	45	45
	Año censal	Correlación de Pearson	0,936	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,667	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	140	140			N	45	45

País			TAM	Año censal	País			TAM	Año censal
Chile	TAM	Correlación de Pearson	1	0,842	Panamá	TAM	Correlación de Pearson	1	0,636
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	40	40			N	42	42
	Año censal	Correlación de Pearson	0,842	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,636	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	40	40			N	42	42

Tabla 5

América Latina y el Caribe (países seleccionados): Correlación entre la TAM y el año censal (continúa)

País			TAM	Año censal	País			TAM	Año censal
Colombia	TAM	Correlación de Pearson	1	0,579	Paraguay	TAM	Correlación de Pearson	1	0,358
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,011
		N	124	124			N	50	50
	Año censal	Correlación de Pearson	0,579	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,358	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,011	
		N	124	124			N	50	50
Costa Rica	TAM	Correlación de Pearson	1	0,832	Perú	TAM	Correlación de Pearson	1	0,587
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	35	35			N	50	50
	Año censal	Correlación de Pearson	0,832	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,587	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	35	35			N	50	50

País			TAM	Año censal	País			TAM	Año censal
República Dominicana	TAM	Correlación de Pearson	1	0,841	Puerto Rico	TAM	Correlación de Pearson	1	0,616
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,001
		N	125	125			N	24	24
	Año censal	Correlación de Pearson	0,841	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,616	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,001	
		N	125	125			N	24	31
Ecuador	TAM	Correlación de Pearson	1	0,857	Uruguay	TAM	Correlación de Pearson	1	0,953
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	84	84			N	114	114
	Año censal	Correlación de Pearson	0,857	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,953	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	84	84			N	114	114

Tabla 5
América Latina y el Caribe (países seleccionados):
Correlación entre la TAM y el año censal (conclusión)

País			TAM	Año censal	País			TAM	Año censal
El Salvador	TAM	Correlación de Pearson	1	0,596	Venezuela	TAM	Correlación de Pearson	1	0,807
		Sig. (bilateral)		0,001			Sig. (bilateral)		0,000
		N	28	28			N	88	88
	Año censal	Correlación de Pearson	0,596	1		Año censal	Correlación de Pearson	0,807	1
		Sig. (bilateral)	0,001				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	28	28			N	88	88
Haití	TAM	Correlación de Pearson	1	-0,771					
		Sig. (bilateral)		0,003					
		N	12	12					
	Año censal	Correlación de Pearson	-0,771	1					
		Sig. (bilateral)	0,003						
		N	12	12					

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.

Tabla 6

Uruguay, 1960-2010: TAM por DAM según ronda censal(%)

DAM	Ronda censal					
	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Montevideo	36,7	43,2	54,1	70,1	77,5	80,1
Artigas*	26,0	30,4	33,8	51,6	65,2	59,2
Canelones	21,1	30,4	40,3	62,0	71,0	74,5
Cerro Largo	24,6	27,9	31,5	53,1	62,5	62,8
Colonia	24,4	31,0	41,3	63,5	72,0	76,8
Durazno	24,4	30,1	35,5	61,8	65,2	66,3
Flores	23,5	29,9	42,2	59,7	68,2	75,1
Florida	24,0	30,9	41,4	61,6	66,8	70,5
Lavalleja	22,5	31,5	38,6	62,8	67,6	70,0
Maldonado	25,6	36,2	48,0	65,3	74,0	74,5
Paysandú	26,3	32,5	39,7	58,1	67,4	67,9
Río Negro	26,0	31,0	35,1	55,2	65,1	68,1
Rivera	24,3	33,8	35,6	56,1	62,2	62,5
Rocha	26,5	30,3	39,4	62,8	63,5	65,9
Salto	23,8	30,3	37,3	53,9	65,7	67,2
San José	19,1	29,3	37,5	63,2	67,2	73,3
Soriano	25,3	31,4	37,0	57,8	67,2	71,0
Tacuarembó	26,2	30,8	37,0	55,8	58,4	64,9
Treinta y Tres	24,4	30,9	35,8	52,7	64,9	66,3

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.
Nota: (*) Nótese que la TAM del departamento Artigas experimenta una reducción marcada al final del periodo abordado. Centrado en la actividad agropecuaria, este departamento constituye el último del país en cuanto a generación de riqueza y acumulación de ingresos por parte de los hogares que alberga (Barrenechea et al., 2008).

Tabla 7

América Latina y el Caribe (países seleccionados): Correlación entre la TAM en un año censal determinado y la TAM en el año censal previo

País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo	País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo
Argentina	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,861	Jamaica	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,567
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,002
		N	96	96			N	28	28
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,861	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,567	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,002	
		N	96	120			N	28	42
Bolivia	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	-0,142	México	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,582
		Sig. (bilateral)		0,573			Sig. (bilateral)		0,000
		N	18	18			N	128	96
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	-0,142	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,582	1
		Sig. (bilateral)	0,573				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	18	27			N	96	160
Brasil	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,952	Nicaragua	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,761
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	115	115			N	30	30
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,952	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,761	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	115	140			N	30	45

País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo	País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo
Chile	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,929	Panamá	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,901
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	32	32			N	35	35
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,929	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,901	1
		Sig. (bilateral)	,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	32	40			N	35	42

Tabla 7
América Latina y el Caribe (países seleccionados): Correlación entre la TAM en un año censal determinado y la TAM en el año censal previo (continúa)

País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo	País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo
Colombia	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,498	Paraguay	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,758
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	99	99			N	40	40
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,498	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,758	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	99	124			N	40	50

País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo	País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo
Costa Rica	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,964	Perú	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,933
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	28	28			N	25	25
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,964	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,933	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	28	35			N	25	50
República Dominicana	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,450	Puerto Rico	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,618
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,006
		N	100	100			N	18	18
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,450	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,618	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,006	
		N	100	125			N	18	24
Ecuador	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,914	Uruguay	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,917
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	70	70			N	95	95
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,914	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,917	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	70	84			N	95	114

Tabla 7

América Latina y el Caribe (países seleccionados): Correlación entre la TAM en un año censal determinado y la TAM en el año censal previo (conclusión)

País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo	País			TAM en un año censal	TAM en el año censal previo
El Salvador	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,966	Venezuela	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,930
		Sig. (bilateral)		0,000			Sig. (bilateral)		0,000
		N	14	14			N	66	66
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,966	1		TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,930	1
		Sig. (bilateral)	0,000				Sig. (bilateral)	0,000	
		N	14	28			N	66	88
Haití	TAM en un año censal	Correlación de Pearson	1	0,388					
		Sig. (bilateral)		0,342					
		N	8	8					
	TAM en el año censal previo	Correlación de Pearson	0,388	1					
		Sig. (bilateral)	0,342						
		N	8	12					

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.

Tabla 8

América Latina y el Caribe (países seleccionados): DE de la TAM por ronda censal

Ronda	País				
	Brasil	Ecuador	Panamá	Uruguay	Todos
1960	4,8	4,7	11,8	3,4	6,4
1970	4,9	5,7	9,4	3,3	8,2
1980	6,0	4,5	9,8	5,1	8,9
1990	5,7	6,7	9,7	5,0	12,7
2000	5,2	7,3	10,5	4,4	11,9
2010	6,3	6,9	10,2	5,4	9,8

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.

Tabla 9

América Latina y el Caribe (países seleccionados): Correlación entre la TAM e indicadores socio-económicos seleccionados

País		Niños	Ancianos	Niños por anciano	Residencia urbana	Agricultura	Servicios	Educación primaria	Educación secundaria	Migración interna	Migración internacional
Argentina	Correlación de Pearson	-0,547	0,419	-0,410	0,673	-0,659	0,862	0,885	0,906	0,063	-0,054
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,542	0,606
	N	120	120	120	72	96	96	120	120	95	95
Bolivia	Correlación de Pearson	-0,393	0,260	-0,331	0,634	-0,470	0,160	0,857	0,807	-0,187	-0,513
	Sig. (bilateral)	0,042	0,190	0,092	0,000	0,013	0,424	0,000	0,000	0,351	0,006
	N	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27
Brasil	Correlación de Pearson	-0,868	0,694	-0,704	0,811	-0,781	0,758	0,959	0,931	-0,064	0,540
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	00,000	0,000	0,000	0,584	0,000
	N	140	140	140	140	140	140	140	140	75	75
Chile	Correlación de Pearson	-0,861	0,741	-0,809	0,597	-0,609	0,703	0,840	0,937	0,139	0,396
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,449	0,025
	N	40	40	40	40	40	40	40	40	32	32
Colombia	Correlación de Pearson	-0,665	0,301	-0,431	0,473	0-,719	0,648	0,704	0,623	0,279	0,204
	Sig. (bilateral)	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,015	0,080
	N	124	124	124	124	99	99	124	124	75	75
Costa Rica	Correlación de Pearson	-0,934	0,885	-0,890	0,925	-0,920	0,936	0,884	0,961	-0,246	0,656
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,207	0,000
	N	35	35	35	35	35	35	35	35	28	28
Ecuador	Correlación de Pearson	-0,781	0,612	-0,578	0,363	-0,645	0,457	0,804	0,904	-0,155	0,394
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000	0,327	0,010
	N	84	84	84	56	70	70	84	84	42	42

Tabla 9

América Latina y el Caribe (países seleccionados): Correlación entre la TAM e indicadores socio-económicos seleccionados (continúa)

País		Niños	Ancianos	Niños por anciano	Residencia urbana	Agricultura	Servicios	Educación primaria	Educación secundaria	Migración interna	Migración internacional
El Salvador	Correlación de Pearson	-0,918	0,346	-0,667	0,945	-0,967	0,907	0,971	0,946	.a	.a
	Sig. (bilateral)	0,000	0,072	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	.	.
	N	28	28	28	14	28	28	28	28	0	0
Haití	Correlación de Pearson	0,324	-0,637	0,775	-0,491	-0,886	0,849	-0,657	-0,455	0,684	-0,138
	Sig. (bilateral)	0,304	0,026	0,003	0,217	0,003	0,008	0,020	0,137	0,061	0,744
	N	12	12	12	8	8	8	12	12	8	8
Jamaica	Correlación de Pearson	-0,514	-0,597	0,341	0,625	-0,839	0,756	0,338	0,559	.a	.a
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,027	0,017	0,000	0,000	0,029	0,000	.	.
	N	42	42	42	14	42	42	42	42	0	0
México	Correlación de Pearson	-0,884	0,511	-0,693	0,645	-0,761	0,773	0,859	0,835	0,180	0,476
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,042	0,000
	N	160	160	160	160	160	160	160	160	128	128
Nicaragua	Correlación de Pearson	-0,788	0,637	-0,739	0,899	-0,864	0,826	0,952	0,892	-0,381	-0,316
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,010	0,034
	N	45	45	45	15	45	45	45	45	45	45
Panamá	Correlación de Pearson	-0,743	0,526	-0,652	0,811	-0,918	0,873	0,867	0,894	.a	.a
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	.	.
	N	42	42	42	35	42	42	42	42	0	0
Paraguay	Correlación de Pearson	-0,797	0,453	-0,486	0,818	-0,855	0,838	0,725	0,865	0,501	-0,191
	Sig. (bilateral)	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,238
	N	50	50	50	50	50	50	50	50	40	40

Tabla 9

América Latina y el Caribe (países seleccionados): Correlación entre la TAM e indicadores socio-económicos seleccionados (conclusión)

País		Niños	Ancianos	Niños por anciano	Residencia urbana	Agricultura	Servicios	Educación primaria	Educación secundaria	Migración interna	Migración internacional
Perú	Correlación de Pearson	-0,781	0,247	-0,353	0,556	-0,672	0,679	0,792	0,792	0,481	0,735
	Sig. (bilateral)	0,000	0,083	0,012	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,015	0,000
	N	50	50	50	50	50	50	50	50	25	25
Puerto Rico	Correlación de Pearson	-0,746	0,744	-0,687	.a	-0,605	0,752	0,490	0,681	.a	.a
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	.	0,002	0,000	0,015	0,000	.	.
	N	24	24	24	0	24	24	24	24	0	0
República Dominicana	Correlación de Pearson	-0,755	0,643	-0,722	0,675	-0,844	0,718	0,860	0,729	0,129	-0,268
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,268	0,020
	N	125	125	125	100	125	125	125	125	75	75
Uruguay	Correlación de Pearson	-0,738	0,837	-0,759	0,794	-0,772	0,856	0,895	0,688	-0,251	0,152
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,014	0,141
	N	114	114	114	57	57	57	114	114	95	95
Venezuela	Correlación de Pearson	-0,888	0,483	-0,702	0,606	-0,697	0,541	0,921	0,876	.a	.a
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	.	.
	N	88	88	88	66	66	66	88	88	0	0

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.
Nota: a. El cálculo de la correlación no fue posible en razón de las limitaciones de la información disponible.

Tabla 10

América Latina y el Caribe: Correlación entre la TAM e indicadores socio-económicos seleccionados por ronda censal

Ronda censal		Niños	Ancianos	Niños por anciano	Residencia urbana	Agricultura	Servicios	Educación primaria	Educación secundaria	Migración interna	Migración internacional
1960	Correlación de Pearson	-0,481	0,356	-0,385	0,587	-0,688	0,565	0,637	0,691	.a	.a
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	.	.
	N	129	129	129	129	129	129	129	129	0	0
1970	Correlación de Pearson	-0,502	0,368	-0,391	0,180	-0,695	0,737	0,351	0,459	0,131	-0,057
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,019	0,000	0,000	0,000	0,000	0,214	0,587
	N	246	246	246	171	187	187	246	246	92	92
1980	Correlación de Pearson	-0,425	0,281	-0,291	0,446	-0,495	0,517	0,406	0,524	0,147	-0,138
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,107	0,131
	N	205	205	205	147	160	160	205	205	121	121
1990	Correlación de Pearson	-0,624	0,495	-0,410	0,490	-0,609	0,661	0,544	0,305	0,164	0,207
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,017	0,002
	N	302	302	302	227	302	302	302	302	213	213
2000	Correlación de Pearson	-0,433	0,435	-0,381	0,356	-0,564	0,470	0,231	0,270	0,094	-0,152
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,145	0,018
	N	326	326	326	280	326	326	326	326	242	242
2010	Correlación de Pearson	-0,574	0,457	-0,384	0,393	-0,343	0,434	0,515	0,380	0,208	-0,515
	Sig. (bilateral)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,021	0,000
	N	159	159	159	110	116	116	159	159	122	122

Fuente: Elaboración propia con base en información proveniente del IPUMS.
Nota: a. El cálculo de la correlación no fue posible en razón de las limitaciones de la información disponible.

Convergencia de la fecundidad en los países de América Latina: un análisis a partir de sus Divisiones Administrativas Mayores (DAM)

Fertility convergence in Latin America countries: an analysis from their Major Administrative Divisions (dam)

Hernán G. Villarraga[1]

1 Universidad Regional Amazónica IKIAM, Ecuador – Instituto de Altos Estudios Nacionales IAEN, Ecuador, <hernan.villarraga@ikiam.edu.ec>, <giovavillao@gmail.com>

Resumen

El objetivo de este estudio es analizar las tendencias de la fecundidad a nivel subnacional de algunos países de América Latina para evaluar la convergencia en los comportamientos demográficos de la región. A partir de los datos de fecundidad de países de América Latina recogidos en el proyecto *"Análisis comparativo de las tendencias demográficas sub nacionales en América Latina y el Caribe"* s-ALyC para las Divisiones Administrativas Mayores (DAM). Se identifican DAM que muestren tendencias demográficas comunes, incluso si difieren de los patrones más generales, y se evalúa la convergencia que presentan las divisiones administrativas mayores de un conjunto de países de la región. A pesar de confirmar el mantenimiento de unos patrones de convergencia durante el período de análisis, también se identificaron diferencias en los ritmos de disminución de la fecundidad entre Divisiones Administrativas Mayores y entre países. La presencia de convergencia a nivel subnacional es una confirmación de que en la región el grado de desigualdad en los niveles de fecundidad entre DAM no solamente está disminuyendo, si no que tenderá a ser mínima en poco tiempo.

Palabras clave: Convergencia demográfica. Fecundidad. América Latina.

Abstract

The aim of this study is to analyze the fertility trends at the subnational level of some Latin American countries to evaluate the convergence of demographic behavior in the region. Based on fertility data from Latin American countries included in the project "Comparative analysis of sub-national demographic trends in Latin America and the Caribbean" (s-ALyC) for the Major Administrative Divisions (DAM for its acronym in Spanish), common demographic trends are identified in some DAMs; even if they differ from the more general patterns. The convergence of the main administrative divisions of a group of countries in the region is also evaluated. Despite confirming the persistency of convergence patterns during the analysis period, differences were also identified in the fertility rates decline between Major Administrative Divisions and between countries. The presence of convergence at the subnational level is a confirmation that in the region the degree of inequality in fertility levels among DAM is not only decreasing, but it will tend to be minimal in a short time.

Key words: Demographic convergence. Fertility. Latin America.

Introducción

Uno de los cambios demográficos más importantes que han tenido los países de América Latina y el Caribe desde mediados del siglo XX ha sido el descenso de la fecundidad. Entender las tendencias en los comportamientos demográficos de los países pasa por identificar si éstos siguen similares o distintos caminos en el proceso de la transición demográfica. La naturaleza y mecanismos de los cambios de la población pueden ser compartidos por un grupo de países o diferir entre ellos; en cualquier caso, estos son elementos claves para derivar los supuestos que subyacen a las proyecciones de población.

Diferentes investigaciones han proporcionado evidencia del aumento de la esperanza de vida y la disminución de la fecundidad que se viene presentando desde hace décadas en un grupo cada vez mayor de países en desarrollo (Becker, Philipson y Soares, 2005; Salvini, 2004; Salvini et al., 2015; Wilson, 2001). Las tendencias de los comportamientos demográficos habrían cambiado en estos países en las últimas décadas hacia patrones comunes (Salvini, 2004), convirtiéndose el aumento de la esperanza de vida y la disminución de la fecundidad en fenómenos globales (Dorius, 2008; Parrillo, 2005). Esta situación ha llevado a que se hable de un período de "convergencia demográfica global", el cual ha intentado ser confirmado por un creciente número de estudios empíricos y la aplicación de diferentes pruebas de convergencia (Bourguignon y Morrison, 2002; Easterlin, 2000; Neumayer, 2004; Ram, 1982).

Convencionalmente en los estudios multinacionales, la convergencia se produce cuando la diferencia relativa entre las unidades de análisis (países en este caso) disminuye, es decir, sólo si la varianza alrededor de la media está disminuyendo proporcionalmente más rápido que la disminución de la media, se puede afirmar que la variable analizada está convergiendo (Dorius, 2008). Sin embargo, son múltiples y variados los métodos estadísticos que se han empleado para probar la convergencia de los indicadores demográficos al interior y entre países (Mooney, Knox y Schacht, 2015). En este estudio se utilizarán dos de los métodos más comunes, denominados convergencia β y convergencia σ, los cuales miden las tasas de cambio y la varianza, respectivamente.

Uno de los aspectos que más llama la atención de los trabajos que se han hecho sobre convergencia de los comportamientos demográficos es la naturaleza ambigua de las conclusiones a las que se ha llegado (Kornblum, Julian y Smith, 2012). Por ejemplo, en cuanto a la mortalidad, ésta ha presentado hasta 1980 una convergencia modesta y a partir de entonces ha

sido sustituida por la divergencia (Lopata y Levy, 2003); y en cambio, en la fecundidad la evidencia demuestra comportamientos divergentes en las décadas de 1950 y 1980 (Miller et al., 2014) y convergentes a partir de 1990 (Dorius, 2008).

La historia de la disminución de la fecundidad en las últimas décadas está marcada en los países en desarrollo por el comportamiento de dos regiones: los países económicamente más avanzados, entre los que se encuentran los del este de Asia y los de América Latina y el Caribe, los cuales, ya antes de la década de 1970 presentaban un marcado descenso de la fecundidad; y los países de África Occidental, Central y Oriental, cuya fecundidad se ha mantenido alta a lo largo de las últimas décadas (Kornblum et al., 2012). A partir de la década de 1950 se ha demostrado una marcada convergencia entre países de América Latina y el Caribe en sus niveles de fecundidad; a excepción de 1950-1955 y 1980-1985, períodos en los que aumentó la dispersión, en el resto de períodos y especialmente a partir de la década de 1980, la región adopta un comportamiento convergente (Miller et al., 2014). A la vez que la fecundidad ha disminuido notablemente, la esperanza de vida en la región ha experimentado una mejora importante, lo que ha supuesto una reducción en la distancia que mantenía con los países más desarrollados: en 1950-1955 la mediana de la esperanza de vida (55,7 años) era más de 10 años inferior a la de las regiones más desarrolladas, mientras que en el último quinquenio (2010-2015) la diferencia se ha reducido a menos de 5 años, al alcanzar un valor cercano a los 75 años (Parrillo, 2008).

Estas transformaciones en los comportamientos demográficos en América Latina y el Caribe y las tendencias convergentes en los niveles de fecundidad en la región han sido comprobadas entre países y utilizando datos agregados a nivel de país (Chackiel y Schkolnik, 2004; Henning, 2004; Miller et al., 2014; Wilson, 2011). El análisis a este nivel de escala oculta comportamientos heterogéneos que se presentan al interior de los países, los cuales son necesarios al momento de elaborar una imagen más completa de las tendencias demográficas de una región en cuyos países se presentan altos grados de desigualdad, la cual se relaciona estrechamente a los territorios. El objetivo de este estudio es analizar las tendencias de la fecundidad a nivel subnacional para evaluar si los patrones de convergencia en los comportamientos demográficos entre países (confirmados por estudios previos) prevalecen a nivel subnacional o si existen comportamientos diferentes entre distintos grupos de Divisiones Administrativas Mayores (DAM).

A partir de los datos de fecundidad de los países latinoamericanos recogidos en el proyecto "*Análisis comparativo de las tendencias demográficas sub nacionales en América Latina y el Caribe*" s-ALyC para las Divisiones

Administrativas Mayores (DAM), se realiza una primera aproximación general al comportamiento de la Tasa Global de Fecundidad (TGF) a través del cálculo de medidas básicas de dispersión, variabilidad y tendencia central. Una vez identificados los patrones más generales de disminución de la fecundidad en la región, se presenta una clasificación de las DAM a partir de sus valores relativos de la TGF y finalmente, se evalúa la convergencia entre DAM al aplicar los métodos de convergencia β y σ.

Partimos de la hipótesis de que el comportamiento de la fecundidad a nivel subnacional en los países latinoamericanos tiende a comportamientos convergentes durante la última década del siglo XX y la primera del XXI, a pesar de presentar diferencias entre DAM, dadas las marcadas diferencias (territoriales, culturales, económicas y sociales) entre países y al interior de los mismos.

Datos y métodos

Se toma como fuente para los análisis realizados en este estudio los datos de fecundidad a nivel subnacional de los países latinoamericanos recogidos por el proyecto s-ALyC. Se consideran solamente aquellos países para los cuales se cuenta con datos de fecundidad (tasa global de fecundidad TGF) disponibles para tres momentos en el tiempo entre 1990 y 2013. En total, 10 países cumplen con esta condición (Cuadro 1) y sus correspondientes DAM suman 203 unidades. En las bases de datos de s-ALyC el período comprendido entre 1990 y 2013 es el que cuenta con un mayor número de países con datos disponibles a nivel de DAM en los tres momentos, los cuales se corresponden a cada una de las tres décadas: 1990, 2000 y 2010. En los casos de países que no contaban con datos de DAM para alguno de los tres momentos se ha recurrido a los institutos de estadística y a documentos oficiales de cada país para completar la información. En cada período se mantiene el mismo número de DAM (Tabla 1). En el caso de Ecuador, país que aumentó el número de DAM durante el período analizado, se procedió a mantener las DAM de 1990 reconstruyendo las mismas en los períodos siguientes, a partir de las Divisiones Administrativas Menores (DAME) que las constituían.

En una primera parte se presenta el cálculo de medidas estadísticas descriptivas de dispersión y tendencia central para realizar una caracterización de las tendencias generales de la fecundidad a nivel subnacional en

la región[2]. Posteriormente, se realiza una clasificación de las DAM para ver la evolución de las disparidades entre ellas. Dicha clasificación se realizó a partir del valor relativo de cada DAM con respecto a la mediana del grupo de DAM para el año de referencia; de tal forma que las primeras DAM en la clasificación son aquellas cuyos valores son los más distantes que se encuentran por debajo de la mediana, y las últimas, aquellas cuyos valores son los más distantes que se encuentren por arriba de la mediana.

Para abordar el tema de la convergencia, la cual es medida a partir de la convergencia beta (β) y sigma (σ), esta última fue calculada como la desviación estándar de la tasa global de fecundidad:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x-\mu)^2}{N}} \qquad (1)$$

donde N es el tamaño de la población, μ es la media aritmética de la población y x representa cada uno de los valores observados. Esta medida de la convergencia describe la dispersión de la distribución general de la fecundidad. Si la desviación estándar aumenta, se concluye que las DAM están divergiendo y si la varianza disminuye, se concluye que los países están convergiendo.

Mientras que la convergencia beta está dada por:

$$ln\left(Y_{jn} / Y_{jo}\right) / T = \alpha + \beta_1 (Y_{j0}) + e_j \qquad (2)$$

donde *ln* es el logaritmo natural, Y es la variable observada, el subíndice $_{jo}$ se refiere a la j-ésima DAM medida en el primer momento, el subíndice $_{jn}$ es la j-ésima DAM en el segundo momento de la medición, T es el número de años desde el primer hasta el segundo momento de la medición, β_1 es el coeficiente de convergencia, α es la constante, y e_j es el término de error para la j-ésima DAM (Dorius, 2008). Básicamente lo que hace es relacionar el crecimiento de la variable (TGF en este caso) durante un periodo determinado, con su nivel de partida, se entiende que se está en presencia de convergencia beta cuando existe una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la variable y su situación inicial.

2 En este documento se da preferencia al uso de la mediana sobre la media. La mediana es el valor de la TGF a partir del cual la mitad de las DAM están por encima y la otra mitad por debajo. Al dar a todas y cada una de las DAM el mismo peso en la distribución, se evita el sesgo hacia los valores extremos que se produce al usar la media.

Cuadro 1
Países seleccionados de América Latina, 1990, 2000 y 2010:
Disponibilidad de datos de la TGF a nivel subnacional por países

	1990	2000	2010
ARGENTINA	X	X	X
BOLIVIA	X	X	X
BRASIL	X	X	X
COSTA RICA	X	X	X
ECUADOR	X	X	X
GUATEMALA	X	X	X
MEXICO	X	X	X
NICARAGUA	X	X	X
PERÚ	X	X	X
URUGUAY	X	X	X

Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

Tabla 1
Países seleccionados de América Latina, 1990, 2000 y 2010: Resumen estadístico de medidas descriptivas de la TGF a nivel subnacional

	1990	2000	2010
Media	3,98	3,07	2,56
Mediana	3,69	2,82	2,41
Moda	3,20	2,90	2,30
Desviación estándar	1,24	0,90	0,60
Coef. de variación	31,06	29,52	23,52
Rango	5,27	5,04	3,21
Rango intercuartílico	1,76	0,94	0,76
Mínimo	1,89	1,75	1,39
Máximo	7,16	6,80	4,60
DAM	203	203	203
Países	10	10	10

Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

Comportamientos y tendencias generales de la fecundidad entre y al interior de los países

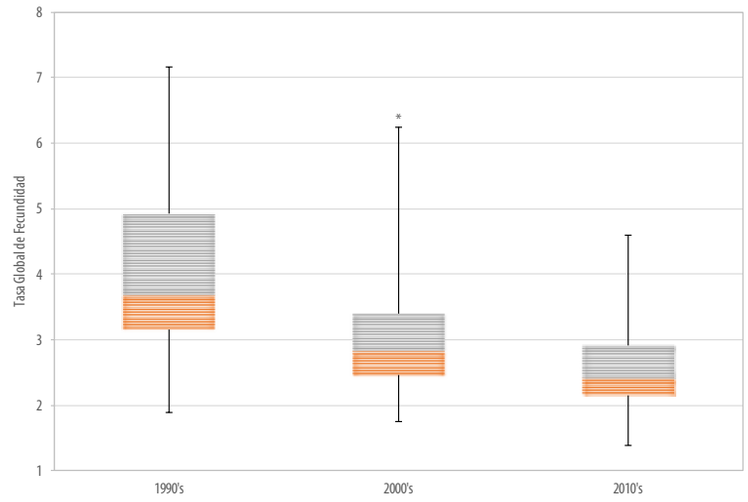
Al realizar una primera aproximación general al comportamiento de la TGF en las DAM de la región, llama la atención la marcada disminución de la dispersión de los datos de fecundidad en el período analizado. Mientras que en 1990 el rango era de 5,3, éste disminuyó en 2010 a 3,2 (una disminución cercana al 40%), es decir, los datos cada vez se encuentran más concentrados en un rango de valores más acotado y menor: entre 1,9 y 7,2 en 1990; y entre 1,4 y 4,6 en 2010. Sin embargo, sabemos que los valores del rango se ven afectados por los valores extremos; dado que la medida de tendencia central que se utiliza en este estudio es la mediana, el rango intercuartílico resulta ser una medida de variabilidad más adecuada, además de ser un estadístico robusto. El rango intercuartílico en 1990 fue de 1,8, mientras que en 2010 descendió a 0,8. Esto quiere decir, que la mitad de todas las DAM que se aglutinan alrededor de la mediana (representadas por la franja gris en los Gráfico 2 y Gráfico 3) registraron valores de la TGF entre 3,2 y 4,9 hijos promedio por mujer en 1990, y entre 2,1 y 2,9 en 2010. El descenso de la mediana de la TGF en estas dos décadas representó una disminución de más de un hijo en promedio por mujer (al pasar de 3,7 en 1990 a 2,4 en 2010), y se ubicó cerca de la mediana mundial (2,3 hijos por mujer) y del llamado nivel de reemplazo generacional.

Tanto al interior de los países, como entre éstos, se observa que la dispersión de la TGF ha venido disminuyendo de manera importante (Gráfico 2 y Gráfico 3). A excepción de Nicaragua , todos los países disminuyeron en el periodo 1990-2010 la variabilidad de la TGF, Perú y México fueron los que registraron las disminuciones más importantes. Los gráficos señalan un comportamiento hacia niveles bajos de fecundidad por la mayoría de DAM, siendo Guatemala, Ecuador y Perú los países que más disminuyeron la mediana de su TGF. Sin embargo, se evidencia que persisten diferencias significativas entre las DAM de estos países, las cuales podrían estar "relacionadas con las limitaciones diferenciales que impone la situación de pobreza e inequidad prevalente en la región" (Miller et al., 2014: 10).

En los gráficos 2 y 3 se observa que al interior de algunos países, la disminución se ha presentado de manera variada: ciertas DAM registran significativas disminuciones en la TGF entre 1990 y 2010, aunque sus niveles de fecundidad seguían siendo altos en 2010 (algunas DAM de Bolivia, Ecuador y Perú); por otra parte, se encuentran DAM que en 2010 registraron niveles muy bajos de fecundidad, sin embargo, en 1990 éstos ya lo eran (Brasil, Costa Rica y Uruguay). En el caso de las primeras, se esperaría que los altos

valores aún mantenidos en 2010 den margen para que en el futuro esta tendencia de disminución se mantenga. En el caso de las segundas, no se espera que a futuro presenten mayores modificaciones una vez alcanzados valores tan bajos de fecundidad.

Gráfico 1
Países seleccionados de América Latina, 1990, 2000 y 2010: Distribución de la TGF a nivel subnacional en la región



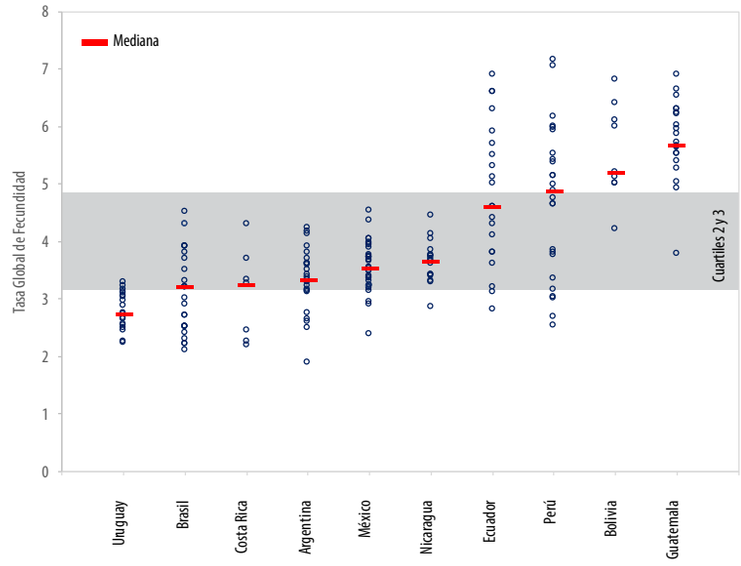
Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia
Nota: * Existen valores atípicos extremos

A pesar de que la gran mayoría de DAM en el período analizado redujeron sus valores de fecundidad[3], se presentan al mismo tiempo disparidades en la evolución que han tenido las mismas y en el ritmo que ha seguido la fecundidad en cada una de ellas. Es posible identificar similitudes en algunos grupos de DAM que las hace distinguirse del resto, dando lugar a la formación de lo que podría denominarse grupos de convergencia. Entre ellos se destaca un grupo de 43 DAM, las cuales, de acuerdo a su tasa de crecimiento anualizada de TGF, han presentado importantes descensos y tienden a converger de manera más acelerada hacia los valores del grupo de DAM con los niveles más bajos de TGF. En este grupo el 84% de DAM pertenecen a tan sólo tres países: Ecuador, Guatemala y Perú. Entre 1990 y 2010 este grupo redujo su mediana de TGF en 2,7 hijos promedio por mujer,

3 Tan sólo tres de las 203 consideradas no lo hicieron.

mientras que el siguiente grupo de DAM que más la redujo, lo hizo en 1,3 hijos promedio por mujer.

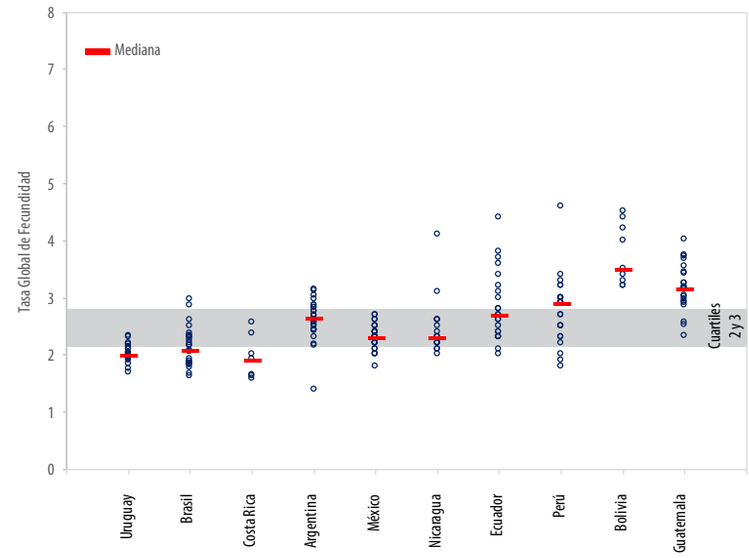
Gráfico 2
Países seleccionados de América Latina, 1990: Tasa Global de Fecundidad por DAM según países[4]



Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

4 El área gris representa los cuartiles 2 y 3 considerando el total de las DAM analizadas.

Gráfico 3
Países seleccionados de América Latina, 2010: Tasa Global de Fecundidad por DAM según países



Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

Evolución de las disparidades entre DAM

Antes de pasar a los resultados de la aplicación de los métodos de convergencia β y σ, entraremos en un breve análisis descriptivo sobre la evolución de la TGF de las unidades subnacionales durante el período de estudio.

En la Tabla 2 se presenta la clasificación de la TGF de las primeras 20 y las últimas 20 dam de los países analizados. Se muestra la posición relativa de cada entidad territorial con la mediana de 1990 y 2010, así como los puestos ganados en ese período. Se clasifican de tal forma que las primeras posiciones son ocupadas por aquellas DAM que registraron los valores relativos más bajos de la TGF en 2010, y las últimas posiciones por aquellas con los valores más altos en el mismo año[5]. Entre 1990 y 2010 se observa en los primeros lugares de la clasificación —DAM con los valores relativos de TGF más bajos en 2010— un predominio de DAM brasileñas (10 de las 20); el

5 Por cuestiones de espacio los datos para todas las DAM que conforman los países del análisis se presentan en la Tabla 6 del anexo.

Distrito Federal de Argentina se mantuvo en el primer lugar, al registrar de nuevo en 2010 la mayor diferencia de la TGF por debajo de la mediana de la región. Por su parte, en los últimos lugares, la presencia de DAM guatemaltecas y bolivianas dominan la lista, Ecuador es el tercer país con el mayor número de DAM que registraron valores relativos de la TGF muy por encima de la mediana regional.

De las 20 DAM que se ubicaban en los primeros lugares en 2010, tan sólo cinco no se ubicaban en los primeros 20 lugares en 1990, lo cual evidencia el mantenimiento de los valores más bajos de fecundidad por prácticamente las mismas DAM durante las dos décadas analizadas. Es decir, las DAM que en 1990 lideraban la lista con los valores más bajos de fecundidad, seguían haciéndolo 20 años después. A pesar de la significativa disminución de la fecundidad de la mayoría de DAM —y de reducir la distancia que las separaba con el grupo de DAM con los valores más bajos, especialmente aquellas que en 1990 registraban valores altos de la TGF—, muy pocas (cinco) escalaron a las primeras posiciones en el transcurso de las dos décadas. Heredia en Costa Rica y Sergipe en Brasil, fueron las DAM que más disminuyeron sus valores relativos de fecundidad entre los 20 primeros lugares de la lista, aunque tanto en 1990 como en 2010 su TGF se encontraba por debajo de la mediana de la región.

Es evidente que los valores relativos de la TGF han disminuido entre 1990 y 2010. Mientras que en 1990 los valores de los primeros 20 lugares se encontraban entre -1,8 y -1,2 hijos promedio por mujer con respecto a la mediana de la región (Gráfico 4), en 2010 dichos valores se encontraban entre -1,0 y -0,5. Por tanto, la diferencia de los valores de las DAM con menores niveles de fecundidad ha disminuido con respecto a la mediana durante estas dos décadas, así como su dispersión: con un coeficiente de variación de 33% en 1990 frente a 19% en 2010.

Se observa también una disminución de los valores relativos de las 20 DAM con mayores niveles de fecundidad de la región, aunque ésta no es tan marcada: en 1990 el rango de valores se encontraba entre 2,3 y 3,5 hijos promedio por mujer con respecto a la mediana, mientras que en 2010 fue entre 1,0 y 2,2 (Gráfico 4). Al igual que las DAM de los primeros lugares de la clasificación, la dispersión en este grupo de DAM disminuyó, al pasar su coeficiente de variación de 31% a 27%, respectivamente. De manera general se mantiene cierta permanencia de las DAM en los mismos lugares, aquellas con los valores más bajos de fecundidad en 1990 siguen siendo las mismas en 2010, algo similar ocurre entre aquellas con los mayores niveles de fecundidad.

Como se puede observar en el Gráfico 4, la inclinación de la pendiente en la parte derecha, y en particular entre las posiciones relativas que van desde la 150 hasta la 194, disminuye notablemente entre 1990 y 2010. Sin embargo, en las últimas 10 posiciones, aquellas DAM que presentan valores relativos extremos a la mediana, su disminución es más moderada. A pesar de la tendencia general observada, una vez reducida la mediana de la TGF de 3,7 en 1990 a 2,4 en 2010, existe un pequeño grupo de DAM en 2010 para el que su disminución no fue tan notoria a pesar de sus valores ya de por sí altos en 1990. Evidentemente este comportamiento está determinado por los valores de la mediana en cada año, y a pesar de que no se observa en el gráfico el cambio específico para cada DAM, éste permite tener una imagen general del comportamiento de las DAM en cada año con respecto a sus valores medios. La medición de la convergencia beta y su representación gráfica en el siguiente apartado permite obtener una aproximación más detallada de este comportamiento.

Tabla2

Países seleccionados de América Latina, 1990 y 2010: Clasificación de las DAM según su nivel de TGF relativa a la mediana del año

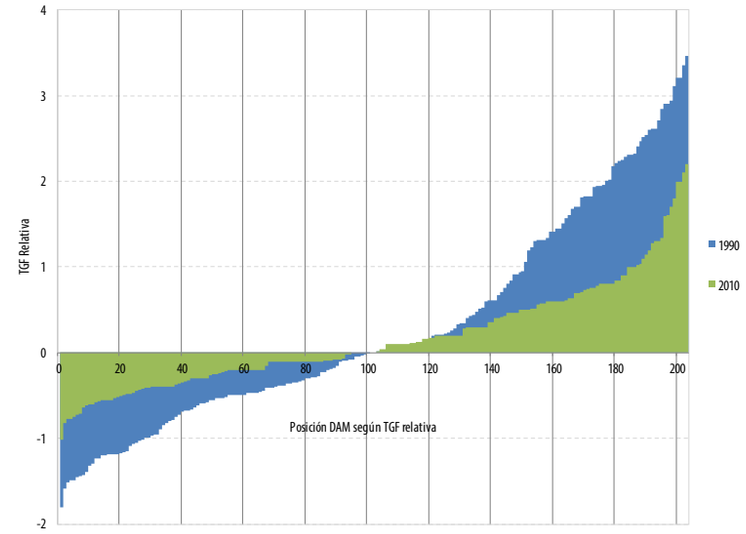
País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990	Nivel Relativo TGF 2010	Posición en 1990	Posición en 2010	Puestos ganados
Argentina	Distrito Federal	-1,80	-1,01	1	1	0
Costa Rica	San José	-1,43	-0,82	8	2	6
Brasil	Río de Janeiro	-1,59	-0,77	2	3	-1
Costa Rica	Heredia	-0,36	-0,77	75	4	71
Costa Rica	Cartago	-1,51	-0,75	3	5	-2
Brasil	Minas Gerais	-1,19	-0,73	17	6	11
Uruguay	Canelones	-1,45	-0,71	6	7	-1
Uruguay	San José	-1,24	-0,64	13	8	5
Brasil	Sao Paulo	-1,49	-0,62	5	9	-4
México	Distrito Federal	-1,32	-0,60	10	10	0
Perú	Tacna	-0,68	-0,60	41	11	30
Brasil	Mato Grosso do Sul	-0,99	-0,58	28	12	16
Uruguay	Montevideo	-1,44	-0,57	7	13	-6
Brasil	Distrito Federal	-1,49	-0,56	4	14	-10
Brasil	Paraná	-1,19	-0,56	18	15	3

País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990	Nivel Relativo TGF 2010	Posición en 1990	Posición en 2010	Puestos ganados
Brasil	Sergipe	-0,39	-0,56	71	16	55
Brasil	Goiás	-1,29	-0,56	11	17	-6
Brasil	Bahía	-0,49	-0,53	55	18	37
Brasil	Espírito Santo	-1,19	-0,52	16	19	-3
Perú	Callao	-1,17	-0,50	20	20	0
Bolivia	Santa Cruz	1,41	1,00	159	184	-25
Ecuador	Zamora-Chinchipe	2,21	1,00	180	185	-5
Perú	Amazonas	2,29	1,00	183	186	-3
Guatemala	Baja Verapaz	2,60	1,03	191	187	4
Guatemala	San Marcos	2,94	1,04	198	188	10
Bolivia	Cochabamba	1,31	1,10	155	189	-34
Guatemala	Chiquimula	1,82	1,15	170	190	-20
Ecuador	Pastaza	1,61	1,20	165	191	-26
Guatemala	Jalapa	2,52	1,28	189	192	-3
Ecuador	Napo	2,91	1,30	196	193	3
Guatemala	Huehuetenango	2,61	1,31	193	194	-1
Guatemala	Alta Verapaz	2,84	1,34	195	195	0
Bolivia	Chuquisaca	2,31	1,60	184	196	-12
Guatemala	Quiché	2,54	1,61	190	197	-7
Nicaragua	Reg. Autón. Atlántico Norte	0,14	1,70	119	198	-79
Bolivia	Beni	2,71	1,80	194	199	-5
Bolivia	Pando	3,11	2,00	199	200	-1
Ecuador	Morona-Santiago	3,21	2,00	200	201	-1
Bolivia	Potosí	2,41	2,10	187	202	-15
Perú	Loreto	2,47	2,20	188	203	-15

Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

Gráfico 4

Países seleccionados de América Latina, 1990, 2000 y 2010: Evolución de la TGF relativa, DAM



Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

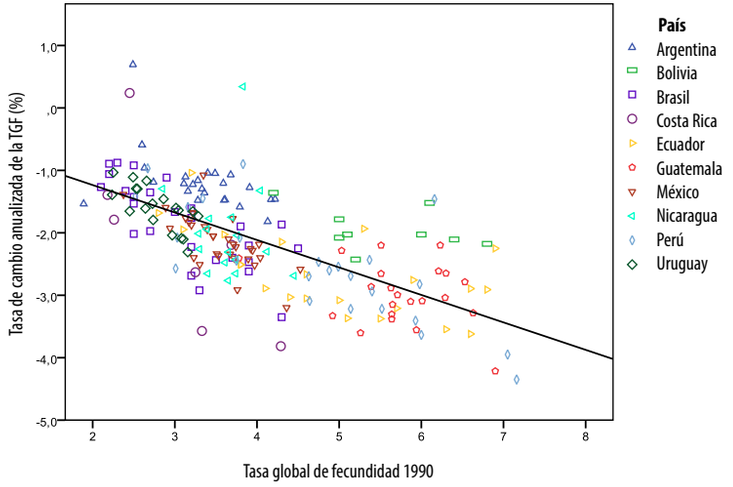
Convergencia regional en el comportamiento de la fecundidad

Existen diferentes vías para medir si durante un período determinado aumenta o disminuye la convergencia de una variable entre un grupo de entidades, en nuestro caso, entre DAM. Una de las más habituales es la que se conoce como convergencia sigma, con ella se trata de evaluar si de manera general se ha producido un acercamiento de las DAM consideradas a los valores medios de la fecundidad. Dada su capacidad indicativa de la dispersión existente, se usa normalmente la desviación estándar para ello (convergencia σ). De la estimación de este indicador en la T puede deducirse que se ha producido una importante convergencia de la TGF entre las DAM de los diez países considerados, al disminuir su nivel de dispersión más de un 50% entre 1990 (1,24) y 2010 (0,60). Una medida relativa de dispersión (y no absoluta como lo es la desviación estándar), como el coeficiente de variación también señala el acercamiento de las DAM a los valores

medios de la TGF en el transcurso de las dos décadas analizadas, al reducirse de 31% a 23%, respectivamente.

Gráfico 5

Países seleccionados de América Latina, 1990 y 2010: Tasa anual promedio de cambio (porcentaje) de la TGF entre 1990 y 2010, relacionada con la TGF de 1990



Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

Notas: cada punto representa una DAM, cuya forma y color identifica el país al que pertenece. La tasa de cambio anualizada de la TGF = ln(TGF 2010/TGF 1990)/20, se representa en el gráfico en términos de porcentaje.

También se ha medido aquí la convergencia de la fecundidad entre las DAM de la región relacionando el crecimiento que tuvo ésta entre 1990 y 2010 con sus niveles de partida (convergencia beta), que en este caso son los valores que presentaba en 1990. Aplicada a la fecundidad, la convergencia se produce cuando la tasa de disminución entre las DAM con alta fecundidad es mayor que la tasa de disminución entre aquellas con baja fecundidad. Claramente se evidencia en el Gráfico 5 una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la TGF y su situación inicial, o lo que es equivalente, que las DAM que se encontraban en "peor situación" en 1990 (con valores más altos de TGF) "progresaron" (redujeron su TGF) a un ritmo mayor que las que se encontraban en una mejor posición (DAM con menores valores de TGF en 1990). El gráfico corrobora por tanto, el proceso de convergencia de la TGF entre las DAM de la región (el valor del parámetro beta es de -0,0044 con una correlación de -0,6798). Aunque hay algunas DAM que presentaban bajos niveles de TGF iniciales y han descendido por debajo de la media

(Uruguay, Argentina y, sobre todo, Brasil), en general las DAM que tenían mayores niveles de TGF inicial (las de Guatemala, Perú y, especialmente, Ecuador) son las que han registrado una disminución considerablemente superior a la media de la región.

Esta tendencia convergente de la fecundidad a nivel subnacional en la región confirma y complementa los hallazgos a nivel nacional y regional por estudios como los de Salvini et al. (2015) y Miller et al. (2014). Los cuales señalan un comportamiento convergente de la fecundidad en los países latinoamericanos a partir de la década de 1980 destacando su menor dispersión reciente. En el escenario demográfico de las DAM de la región, se observan niveles de fecundidad bajos en muchas de ellas en 2010 (Gráfico 3) generando una marcada convergencia de esos niveles al interior de los países. Puede preverse para países como Ecuador, Perú, Bolivia y Guatemala descensos adicionales y el mantenimiento de dicha tendencia convergente en el futuro próximo, dados sus valores de dispersión, los cuales dan un mayor margen hacia la convergencia. Para el resto de países, los descensos en la fecundidad que puedan presentar en adelante serán pequeños ya que los niveles que alcanzaron en 2010 buena parte de sus DAM se concentran alrededor de 2 hijos promedio por mujer, dejando un escaso margen para su disminución. En cualquier caso, se percibe la adopción de comportamientos reproductivos tendientes a una baja fecundidad en las divisiones territoriales mayores de los países. Por otra parte, las diferencias identificadas ponen de relieve la existencia de unas etapas diferentes en las que se iniciaron y produjeron los mayores cambios de la fecundidad y el grado de convergencia al interior de los países (Tablas 4 y 5 de los anexos).

Conclusiones y discusión

La disminución de la fecundidad en la región durante el período 1990-2010 y la convergencia demográfica identificada, se presentan a una escala subnacional en un contexto tanto nacional como regional. La presencia de convergencia entre DAM es una confirmación interesante por diversos motivos. Dice que en la región el grado de desigualdad en los niveles de fecundidad entre DAM no solamente está disminuyendo si no que tenderá a ser muy baja o desaparecer con el tiempo (convergencia σ). También sugiere que las DAM que se prevé tengan los niveles de fecundidad más bajos en unas décadas sean las mismas que los tienen en la actualidad, pero manteniendo unas diferencias cada vez menores con el resto de DAM. Dicho escenario pudo comprobarse tanto al interior de los países como en la región. Estos hallazgos pueden ser utilizados por responsables de política pública

o políticos para que puedan trabajar e idear las formas para alcanzar los escenarios deseados de fecundidad en el futuro.

Estos resultados corroboran los ya identificados por la literatura a nivel de países en la región. Si la única diferencia entre DAM fuera su nivel inicial de fecundidad, entonces la predicción de los métodos de convergencia aplicados sería que las DAM con una mayor TGF descenderán su fecundidad más rápido que las DAM con bajos niveles de fecundidad, por lo que se consolidaría la convergencia observada y en la región, a nivel subnacional, las diferencias serían mínimas (convergencia β). Obviamente, la predicción de la convergencia está asociada con una reducción en el tiempo de la dispersión de la TGF (convergencia σ). Los resultados indican que casi todas las DAM están convergiendo hacia un mismo estado o nivel de la fecundidad que es estacionario y partir del cual la variabilidad es mínima, éste se encuentra alrededor de los 2 hijos promedio por mujer (Gráfico 3). Sabemos, sin embargo, que en el mundo real las DAM y los países difieren en otros aspectos y no solamente en el nivel inicial de su fecundidad, como el nivel educativo, el acceso de la mujer al mercado laboral, el uso de anticonceptivos, el acceso de la población a la salud sexual y reproductiva, entre otras. Si diferentes DAM tienen diferentes parámetros de comportamientos en estos y otros ámbitos, entonces tendrán diferentes estados en su nivel de fecundidad, por lo que la anterior predicción estaría condicionada y dependería de otros factores además del nivel inicial de la fecundidad.

A pesar de que se pudo confirmar el mantenimiento de unos patrones de convergencia durante este período, también se identificaron diferencias en los ritmos de disminución de la fecundidad entre DAM y entre países. En un contexto casi que generalizado de redistribución de la población en la región, tales diferencias marcarán en el futuro otros comportamientos demográficos como la movilidad de la población y por supuesto, su estructura. Para aquellas DAM que han consolidado su disminución de la fecundidad y que ya en 1990 presentaban niveles moderados (muy cercanos o por debajo de los 2,0 hijos por mujer) implica una tendencia al reemplazo de la población. En la actualidad (25 años después) estas DAM están empezando a enfrentarse a situaciones de crecimiento natural nulo o negativo y con estructuras de su población con fuertes indicios de envejecimiento, como es el caso del Distrito Federal en Argentina. En contextos como estos, el componente migratorio empieza a jugar una gran relevancia y resulta determinante en el crecimiento de la población.

Identificar las dinámicas de la fecundidad a una escala subnacional pero en el contexto regional, contribuye a mejorar el entendimiento y los supuestos que subyacen a las proyecciones de población (tanto locales, como regionales). Esto cobra mayor relevancia cuando algunas DAM conforman zonas de baja densidad demográfica, zonas fronterizas o transnacionales, o zonas de riesgo ambiental; situaciones todas estas que, señalan particularidades demográficas que no fueron consideradas aquí pero que, deberán ser tenidas en cuenta en los próximos análisis que se hagan del tema. Sin desconocer la importancia de la mortalidad y la migración como dos de los compontes del crecimiento de la población, son los cambios en la fecundidad el componente fundamental que define el crecimiento de la población y por tanto, su comportamiento futuro.

El fuerte cambio demográfico que experimenta la región desde mitad del siglo XX, y especialmente después de 1960 en el ámbito reproductivo, ha pasado por un comportamiento divergente hasta bien entrada la década de 1980 (Miller et al., 2014; Salvini et al., 2015), para experimentar en las últimas dos décadas una tendencia convergente. Es importante comprender que las pautas diferenciadas en el comportamiento de la fecundidad según DAM, si bien casi todas ellas tienden a la disminución, éstas dan importantes indicios del comportamiento diferenciado territorialmente, por lo que es clave realizar ejercicios de formulación de proyecciones de población adecuadas y en concordancia con los hallazgos encontrados en las últimas décadas.

Referencias

Becker, G. S., Philipson, T. J. y Soares, R. R. (2005), "The quantity and quality of life and the evolution of world inequality", en *The American Economic Review*, Nashville, TN, Vol. 95, N° 1, p. 277-291.

Bourguignon, F. y Morrison, C. (2002), "Inequality among world citizens: 1820-1992", en *The American Economic Review*, Nashville, TN, Vol. 92, N° 4, p. 727-744.

Chackiel, J. y Schkolnik, S. (2004), "América Latina: los sectores resagados en la transición de la fecundidad", en CELADE (ed.), *La fecundidad en América Latina: ¿Transición o revolución?* Santiago de Chile: CELADE.

Dorius, S. F. (2008), "Global demographic convergence? A reconsideration of changing intercountry inequality in fertility", en *Population and Development Review,* Medford, MA, Vol. 34, Nº 3, p. 519-537.

Easterlin, R. (2000), "The worldwide standard of living since 1800", en *The Journal of Economic Perspectives*, Nashville, TN, Vol. 14, N° 1, p. 7-26.

Henning, S. (2004), "La transición de la fecundidad en el mundo", en CEPAL (ed.), *La fecundidad en América Latina: ¿transición o revolución?* Santiago de Chile: CEPAL.

Kornblum, W., Julian, J. y Smith, C. (2012), *Social Problems*, New Jersey: Pearson, 14 ed.

Lopata, H. y Levy, J. (2003), *Social Problems Across the Life Course*, (H. Lopata & J. Levy eds.), Oxford: Rowman & Littlefiel Publishers.

Miller, T., Saad, P., Martinez, C. y Calvo, J. (2014), *La nueva era demográfica en América Latina y el Caribe*, Documento de referencia ddr/2, Santiago de Chile: celade.

Mooney, L., Knox, D. y Schacht, C. (2015), *Undertanding Social Problems*, Belmont: Cengage, 7th ed.

Neumayer, E. (2004). "hiv/aids and cross-natonal convergence in life expectancy", en *Population and Development Review*, Medford, MA, Vol. 30, N° 4, p. 727-742.

Parrillo, V. (2005), *Contemporary Social Problems*, Boston: Pearson, 6th ed.

Parrillo, V. (2008), *Encyclopedia of Social Problems 1 & 2*. Thousand Oaks, California: SAGE.

Ram, R. (1982), "State of the 'life span revolution' between 1980-2000", en *Journal of Development Economics*, Amsterdam, Vol. 80, N° 2, p. 518-526.

Salvini, M. S. (2004), *Demographic Convergence and Economic Divergence? Revisiting Demographic Transition en Developing Countries*. Documento presentado en el xlii Scientific Meeting of the Italian Statistical Society, BAri, 9 al 11 de junio.

Salvini, M. S., Gabrielli, G., Paterno, A. y Corazziari, I. (2015), Demographic Trends in Developing Countries: Convergence or Divergence Processes? *disia Working Paper* Dipartimento di Statistica, Informatica, Applicazioni "Giuseppe Parenti". Universitá Degli Studi Firenze.

Wilson, C. (2001), "On the scale of global demographic convergence 1950-2000", en *Population and Development Review*, Medford, ma, Vol° 27, N° 1, p. 155-171.

Wilson, C. (2011), "Understanding Global Demographic Convergence since 1950", en *Population and Development Review,* Medford, ma, Vol. 37, N° 2, p. 377-388.

Anexos

Tabla 4

Países seleccionados de América Latina, 1990-2010: Convergencia beta y correlación entre el cambio de fecundidad y su nivel inicial de la TGF, según países

	Costa Rica	Uruguay	Brasil	México	Perú	Argentina	Ecuador	Guatemala	Nicaragua	Bolivia
Convergencia Beta 2010/1990	-0,013	-0,008	-0,008	-0,007	-0,005	-0,004	-0,003	-0,002	-0,002	-0,002
Correlación	-0,752	-0,721	-0,746	-0,713	-0,761	-0,480	-0,618	-0,320	-0,103	-0,374

Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

Tabla 5

Países seleccionados de América Latina, 1990-2010: Convergencia Sigma, según países

	1990	2010
Costa rica	0,551	0,372
Uruguay	1,057	0,516
Brasil	0,704	0,334
México	0,729	0,319
Perú	1,266	0,590
Argentina	1,012	0,558
Ecuador	1,182	0,592
Guatemala	0,929	0,462
Nicaragua	0,656	0,527
Bolivia	0,898	0,484

Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia

Tabla 6
Países seleccionados de América Latina, 1990-2010: Nivel de la TGF de las DAM, relativo a la mediana de cada año

País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990 (media-na= 3,69)	Nivel Relativo TGF 2010 (media-na= 2,40)	Posición en 1990	Posición en 2010
Argentina	Distrito Federal	-1,80	-1,01	1	1
Costa Rica	San José	-1,43	-0,82	8	2
Brasil	Río de Janeiro	-1,59	-0,77	2	3
Costa Rica	Heredia	-0,36	-0,77	75	4
Costa Rica	Cartago	-1,51	-0,75	3	5
Brasil	Minas Gerais	-1,19	-0,73	17	6
Uruguay	Canelones	-1,45	-0,71	6	7
Uruguay	San José	-1,24	-0,64	13	8
Brasil	Sao Paulo	-1,49	-0,62	5	9
México	Distrito Federal	-1,32	-0,60	10	10
Perú	Tacna	-0,68	-0,60	41	11
Brasil	Mato Grosso do Sul	-0,99	-0,58	28	12
Uruguay	Montevideo	-1,44	-0,57	7	13
Brasil	Distrito Federal	-1,49	-0,56	4	14
Brasil	Paraná	-1,19	-0,56	18	15
Brasil	Sergipe	-0,39	-0,56	71	16
Brasil	Goiás	-1,29	-0,56	11	17
Brasil	Bahía	-0,49	-0,53	55	18
Brasil	Espírito Santo	-1,19	-0,52	16	19
Perú	Callao	-1,17	-0,50	20	20
Uruguay	Maldonado	-0,95	-0,49	31	21
Uruguay	Florida	-1,05	-0,49	25	22
Costa Rica	Alajuela	-0,44	-0,48	66	23
Brasil	Río Grande do Sul	-1,39	-0,47	9	24
Uruguay	Flores	-1,16	-0,45	21	25
Uruguay	Lavalleja	-1,15	-0,44	22	26
Uruguay	Durazno	-0,72	-0,43	39	27
Uruguay	Soriano	-0,53	-0,41	51	28
Uruguay	Colonia	-1,20	-0,40	15	29
Costa Rica	Limón	0,60	-0,40	138	30
Ecuador	Galápagos	-0,89	-0,40	33	31
México	Baja California	-0,75	-0,40	38	32
México	Baja California Sur	-0,46	-0,40	65	33
México	Quintana Roo	-0,39	-0,40	73	34
Nicaragua	Carazo	-0,29	-0,40	83	35
Perú	Moquegua	-0,66	-0,40	43	36
Uruguay	Treinta y Tres	-0,96	-0,39	30	37
Uruguay	Tacuarembó	-0,61	-0,37	45	38
Uruguay	Paysandú	-0,59	-0,36	47	39
Brasil	Piauí	-0,49	-0,35	57	40
Brasil	Pernambuco	-0,99	-0,34	29	41
Brasil	Santa Catarina	-1,19	-0,32	19	42
Ecuador	Pichincha	-0,59	-0,30	46	43
México	Champeche	0,07	-0,30	112	44
México	Nuevo León	-0,80	-0,30	36	45
Nicaragua	Chontales	-0,04	-0,30	97	46
Nicaragua	Esteli	-0,39	-0,30	72	47
Uruguay	Rocha	-1,03	-0,30	26	48
Uruguay	Río Negro	-0,83	-0,26	35	49

Tabla 6
Países seleccionados de América Latina, 1990-2010: Nivel de la TGF de las DAM, relativo a la mediana de cada año (continúa)

País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990 (media-na= 3,69)	Nivel Relativo TGF 2010 (media-na= 2,40)	Posición en 1990	Posición en 2010
Brasil	Ceará	-0,19	-0,25	88	50
Brasil	Río Grande do Norte	-0,69	-0,25	40	51
Argentina	Córdoba	-0,95	-0,24	32	52
Argentina	Buenos Aires	-1,06	-0,23	24	53
Uruguay	Cerro Largo	-0,68	-0,21	42	54
Uruguay	Rivera	-0,64	-0,21	44	55
Brasil	Roraima	0,61	-0,20	140	56
México	México	-0,52	-0,20	54	57
México	Morelos	-0,49	-0,20	60	58
México	Querétaro	-0,16	-0,20	90	59
México	Tamaulipas	-0,56	-0,20	50	60
México	Veracruz	-0,18	-0,20	89	61
Nicaragua	Boaco	0,05	-0,20	107	62
Nicaragua	Managua	-0,84	-0,20	34	63
Nicaragua	Masaya	-0,40	-0,20	70	64
Nicaragua	Rivas	-0,08	-0,20	95	65
Perú	Lima	-1,02	-0,20	27	66
Brasil	Paraíba	-0,49	-0,15	56	67
Brasil	Alagoas	0,01	-0,11	103	68
Ecuador	Azuay	0,11	-0,10	117	69
Ecuador	Cañar	0,41	-0,10	132	70
Ecuador	Tungurahua	0,11	-0,10	118	71
México	Chihuahua	-0,47	-0,10	64	72
México	Coahuila De Zaragoza	0,67	-0,10	142	73
México	Colima	-0,22	-0,10	85	74
México	Jalisco	-0,22	-0,10	86	75
México	Nayarit	0,03	-0,10	106	76
México	Sinaloa	-0,29	-0,10	81	77

País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990 (media-na= 3,69)	Nivel Relativo TGF 2010 (media-na= 2,40)	Posición en 1990	Posición en 2010
México	Sonora	-0,47	-0,10	61	78
México	Tabasco	-0,02	-0,10	99	79
México	Yucatán	-0,33	-0,10	79	80
Nicaragua	Chinandega	-0,04	-0,10	96	81
Nicaragua	León	-0,30	-0,10	80	82
Nicaragua	Matagalpa	0,05	-0,10	108	83
Perú	Arequipa	-0,53	-0,10	53	84
Perú	Lambayeque	0,06	-0,10	110	85
Argentina	Santa Fe	-1,09	-0,09	23	86
Brasil	Maranhao	0,21	-0,09	123	87
Uruguay	Artigas	-0,47	-0,09	62	88
Brasil	Mato Grosso	-0,79	-0,08	37	89
Brasil	Rondonia	-0,49	-0,08	58	90
Uruguay	Salto	-0,40	-0,08	69	91
Guatemala	Guatemala	0,09	-0,06	113	92
Brasil	Amazonas	0,21	-0,02	122	93
Costa Rica	Puntarenas	0,00	-0,02	101	94
Ecuador	Carchi	0,71	0,00	143	95
Ecuador	El Oro	-0,09	0,00	93	96
México	Durango	0,28	0,00	128	97
México	Guanajuato	0,05	0,00	109	98

Tabla 6
Países seleccionados de América Latina, 1990-2010: Nivel de la TGF de las DAM, relativo a la mediana de cada año (continúa)

País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990 (media-na= 3,69)	Nivel Relativo TGF 2010 (media-na= 2,40)	Posición en 1990	Posición en 2010
México	Hidalgo	0,02	0,00	105	99
México	Michoacán De Ocampo	0,20	0,00	121	100
México	Tlaxcala	-0,04	0,00	98	101
Nicaragua	Granada	-0,27	0,00	84	102
Argentina	San Juan	-0,53	0,02	52	103
Argentina	Mendoza	-0,58	0,04	48	104
Argentina	Tucumán	-0,41	0,04	68	105
Ecuador	Manabí	0,91	0,10	148	106
México	Puebla	0,26	0,10	127	107
México	San Luis Potosí	0,23	0,10	126	108
México	Zacatecas	0,35	0,10	130	109
Nicaragua	Nueva Segovia	0,07	0,10	111	110
Perú	Ica	-0,35	0,10	76	111
Perú	Junín	0,95	0,10	150	112
Perú	La Libertad	0,10	0,10	115	113
Argentina	La Pampa	-0,56	0,11	49	114
Brasil	Pará	0,21	0,11	124	115
Argentina	Entre Ríos	-0,47	0,12	63	116
Guatemala	Sacatepéquez	1,23	0,13	153	117
Guatemala	Escuintla	1,57	0,16	164	118
Argentina	San Luis	-0,33	0,16	78	119
Argentina	Chubut	-0,36	0,17	74	120
Costa Rica	Guanacaste	-1,24	0,17	12	121
Argentina	Río Negro	-0,41	0,20	67	122
Brasil	Tocantins	0,11	0,20	116	123
Ecuador	Chimborazo	1,41	0,20	160	124
Ecuador	Guayas	-0,49	0,20	59	125
México	Aguascalientes	0,02	0,20	104	126
México	Oaxaca	0,33	0,20	129	127
Nicaragua	Madriz	0,00	0,20	102	128
Nicaragua	Río San Juan	0,76	0,20	144	129
Nicaragua	RRA Sur	0,43	0,20	133	130
Argentina	Santa Cruz	-0,09	0,28	92	131
Argentina	Neuquén	-0,08	0,29	94	132
Ecuador	Imbabura	1,31	0,30	157	133
Ecuador	Loja	0,91	0,30	147	134
México	Chiapas	-0,34	0,30	77	135
México	Guerrero	0,84	0,30	146	136
Perú	Ancash	0,94	0,30	149	137
Perú	Puno	1,45	0,30	162	138
Argentina	Jujuy	-0,29	0,36	82	139
Argentina	La Rioja	0,10	0,36	114	140
Ecuador	Cotopaxi	1,81	0,40	169	141
Ecuador	Los Ríos	0,61	0,40	141	142
Argentina	Catamarca	-0,10	0,42	91	143
Argentina	Corrientes	-0,20	0,43	87	144
Argentina	Tierra del Fuego	-1,20	0,46	14	145
Guatemala	Quetzaltenango	1,95	0,47	175	146

Tabla 6
Países seleccionados de América Latina, 1990-2010: Nivel de la TGF de las DAM, relativo a la mediana de cada año (continúa)

País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990 (mediana= 3,69)	Nivel Relativo TGF 2010 (mediana= 2,40)	Posición en 1990	Posición en 2010
Argentina	Salta	0,44	0,47	134	147
Brasil	Amapá	0,81	0,47	145	148
Perú	Cajamarca	1,83	0,50	172	149
Perú	Huánuco	2,31	0,50	185	150
Perú	Madre de Dios	1,19	0,50	152	151
Perú	Piura	1,06	0,50	151	152
Guatemala	Izabal	1,95	0,51	174	153
Guatemala	Sololá	2,25	0,52	182	154
Brasil	Acre	0,61	0,56	139	155
Argentina	Chaco	-0,01	0,57	100	156
Guatemala	Petén	3,21	0,57	201	157
Ecuador	Bolívar	2,01	0,60	177	158
Perú	Apurímac	3,47	0,60	203	159
Perú	Ayacucho	2,24	0,60	181	160
Perú	Cuzco	1,71	0,60	168	161
Perú	Pasco	1,45	0,60	161	162
Perú	San Martín	1,30	0,60	154	163
Guatemala	Retalhuleu	1,96	0,61	176	164
Argentina	Santiago del Estero	0,22	0,63	125	165
Guatemala	El Progreso	1,70	0,64	167	166
Ecuador	Esmeraldas	2,61	0,70	192	167
Nicaragua	Jinotega	0,35	0,70	131	168
Argentina	Formosa	0,48	0,71	135	169
Guatemala	Suchitepéquez	2,02	0,74	178	170
Argentina	Misiones	0,53	0,75	137	171
Guatemala	Totonicapán	2,18	0,76	179	172
Guatemala	Santa Rosa	1,94	0,76	173	173
Guatemala	Zacapa	1,34	0,78	158	174

País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990 (mediana= 3,69)	Nivel Relativo TGF 2010 (mediana= 2,40)	Posición en 1990	Posición en 2010
Bolivia	La Paz	0,51	0,80	136	175
Bolivia	Tarija	1,51	0,80	163	176
Ecuador	Sucumbíos	2,91	0,80	197	177
Perú	Huancavelica	3,36	0,80	202	178
Perú	Tumbes	0,14	0,80	120	179
Guatemala	Chimaltenango	2,32	0,84	186	180
Guatemala	Jutiapa	1,82	0,84	171	181
Bolivia	Oruro	1,31	0,90	156	182
Perú	Ucayali	1,68	0,90	166	183
Bolivia	Santa Cruz	1,41	1,00	159	184
Ecuador	Zamora-Chinchipe	2,21	1,00	180	185
Perú	Amazonas	2,29	1,00	183	186
Guatemala	Baja Verapaz	2,60	1,03	191	187
Guatemala	San Marcos	2,94	1,04	198	188
Bolivia	Cochabamba	1,31	1,10	155	189
Guatemala	Chiquimula	1,82	1,15	170	190
Ecuador	Pastaza	1,61	1,20	165	191
Guatemala	Jalapa	2,52	1,28	189	192
Ecuador	Napo	2,91	1,30	196	193
Guatemala	Huehuetenango	2,61	1,31	193	194

Tabla 6

Países seleccionados de América Latina, 1990-2010: Nivel de la TGF de las DAM, relativo a la mediana de cada año (conclusión)

País	DAM	Nivel Relativo TGF 1990 (mediana= 3,69)	Nivel Relativo TGF 2010 (mediana= 2,40)	Posición en 1990	Posición en 2010
Guatemala	Alta Verapaz	2,84	1,34	195	195
Bolivia	Chuquisaca	2,31	1,60	184	196
Guatemala	Quiché	2,54	1,61	190	197
Nicaragua	RAA Norte	0,14	1,70	119	198
Bolivia	Beni	2,71	1,80	194	199
Bolivia	Pando	3,11	2,00	199	200
Ecuador	Morona-Santiago	3,21	2,00	200	201
Bolivia	Potosí	2,41	2,10	187	202
Perú	Loreto	2,47	2,20	188	203

Fuente: Datos proyecto s-ALyC. Elaboración propia.

Análise comparativa do comportamento da fecundidade na América Latina, mediante uso do Modelo Linear Misto

Comparative analysis of fertility behavior in Latin America, using the Mixed Linear Model

Lourdes Milagros Mendoza Villavicencio[1]
Felipe Ferreira Monteiro[2]

1 Universidade Federal do Rio Grande do Norte, <lumimevi@gmail.com>
2 Universidade Federal do Rio Grande do Norte, <felipefmonteiro@gmail.com>

Resumo

A grande maioria dos países latino-americanos encontram-se em etapas de baixos níveis de fecundidade, diante desse cenário o presente trabalho tem como objetivo identificar e analisar as convergências nos níveis das taxas de fecundidade total em escala nacional e subnacional, para o período entre 1990 até 2010. Utilizando os dados para 4 países latino-americanos, Uruguai, Brasil, Argentina, México, coletados no projeto s-ALyC, dos quais foram analisadas as taxas de fecundidade, chefia feminina do lar e a PEA feminina, com o objetivo de compreender como essas duas taxas auxiliam nos prognósticos e analises das convergências das TFT. Como metodologia foi utilizada a técnica estatística de modelo linear misto. Nesta primeira experiência se pode afirmar que existem evidencias de convergência nas TFT para os países estudados, e que mediante os valores estimados da chefia feminina do lar e PEA feminina, explicam o declínio da TFT para cada um dos países analisados.

Palavras-chave: Fecundidade. Modelos Mistos. Convergência demográfica.

Abstract

The great majority of the Latin American countries are in stages of low levels of fertility, before this scenario the present work aims to identify and to analyze the convergences in the levels of the total fertility rates in national and subnational scale, for the period from 1990 to 2010. Using data for 4 Latin American countries (Uruguay, Brazil, Argentina, and Mexico), collected in the s-ALyC project for the Major Administrative Divisions (DAM), which analyzed fertility rates, female household headship and female EAP, in order to understand how these two rates help in the predictions and analyzes of TFT convergence. The methodology used was the statistical modeling technique of mixed linear model. In this first experience, it is possible to affirm that there is evidence of convergence in the TFT for the studied countries, and that by means of the estimated values of the female household heads and the female EAP, explain the decline in the TFT for each of the countries analyzed.

Key-words: Fertility. Mixed models. Demographic convergence

Introdução

Nos últimos 30 anos, a America Latina e Caribe, experimentou mudanças demográficas, sendo entre elas a mais significativa, o rápido declínio da fecundidade (Rodriguez-Vignoli, 2003). Esse declínio das taxas de fecundidade tornou-se cada vez mais evidente em alguns países, atingindo o nível de reposição, de 2.1 filhos por mulher, e em outros ficando abaixo do nível de reposição (CELADE, 2005). Conhecer esse declínio da fecundidade é fundamental, uma vez que permite identificar regiões (neste caso países), que apontam semelhanças ou diferenças enquanto aos níveis e padrões na fecundidade. Diversas pesquisas indicam a evidência da queda da fecundidade e que vem representando-se desde décadas em grupos cada vez maiores de países em desenvolvimento (Salvini, 2004; Salvini et al., 2015), Segundo Salvini (2004), aponta que nas ultimas décadas as tendências nos comportamentos demográficos, encontra-se mudando nestes países atingindo padrões semelhantes. Nesse sentido o fenômeno das semelhanças em relação ao declínio da fecundidade levaria a uma era que seria chamada de convergência demográfica global.

Segundo Cavenaghi e Diniz (2012), as mulheres estão tendo mais acesso a educação, ficando mais tempo em escolas e universidades o que tem levado a casamentos mais tardios, tal condição tem levado a uma maior presença das mulheres no mercado de trabalho antes do primeiro filho, intensificado ao processo de redução da fecundidade por sua gravidez tardia, aliada com a presença dentro do mercado de trabalho.

Considerando a maior presença da mulher no mercado de trabalho, a chefia do lar feminina é um reflexo direto, fato decorrente das transformações nas formas e relações familiares, estando cada vez mais um número crescente de mães solteiras ou mães divorciadas a frente de um lar. Como afirma Monte (2011), a presença de um filho leva a mulher a ter de elevar seu numero de horas trabalhadas, isto é, uma maior participação no mercado, como forma de manter o mesmo nível de renda anterior à chegada do novo filho. Ainda ressalta, Monte (2011), que um maior número de filhos tem impacto direto na condição salarial da mulher, levando dessa maneira a uma redução da fecundidade, por opção própria, em uma tentativa de garantir mais acesso ao trabalho e esse empoderamento pode ser a condição que torna as mulheres mais presentes na posição de chefia do lar.

Nesse sentido o foco do presente trabalho foi identificar e analisar os comportamentos das taxas da fecundidade em nível nacional e subnacional, avaliando a existência de convergência ou diferenças nas mesmas, mediante a hipótese de que o comportamento dos níveis de fecundidade pode

estar associado com a condição da mulher de chefe do lar e sua presença no mercado de trabalho. Como metodologia será utilizada a técnica de modelos lineares mistos, no intuito de identificar evidências de convergências ou diferenças nos níveis de fecundidade, ao longo do tempo.

Dados e métodos

Como fonte de informação foi utilizado os dados de fecundidade de países latino americanos coletados no projeto s-ALyC, que levantou informações de indicadores no nível de divisões Administrativas (DAM), sendo estas DAM consideradas como estados, províncias e/ou cidades de cada pais analisado. Foram considerados para o presente estudo os países que possuíam dados com taxa de fecundidade total disponibilizados para 3 momentos no tempo, em especifico para os anos de 1990, 2000 e 2010; e que apresentavam informações referentes a Taxa de Fecundidade Total (TFT), Ano da coleta das informações, Taxa de Atividade Economicamente Ativa Feminina (PEA) compreendida entre 15 até 59 anos e a Taxa de Chefia do Domicilio pela mulher (JEF, entre 15 a 59 anos de idade).

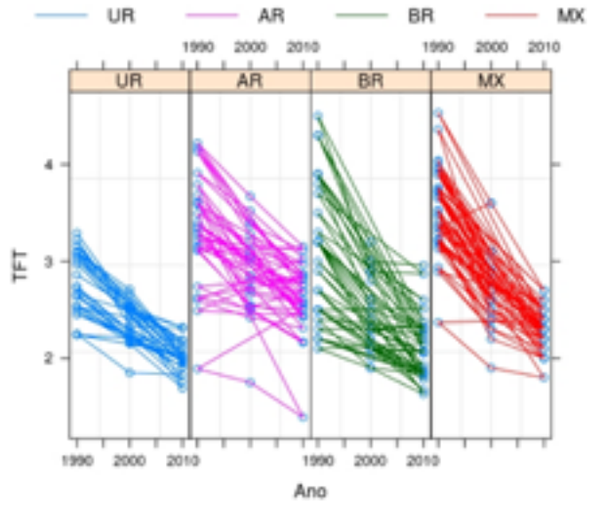
Metodologia aplicada

Em principio, para conhecer o comportamento das TFT dos países em analise, realizou-se o gráfico dos perfis para cada pais e suas correspondentes divisões administrativas maiores (estados, cidades, etc).

Observa-se que dentro da America Latina, países como Argentina, Brasil, México e Uruguai tiveram clara redução das taxas de fecundidade nos últimos 20 anos (Gráfico 1), mesmo que em diferentes velocidades, os mesmos tendem a apresentar um número médio de filhos por mulher, muito próximo entre si. Observa-se também que a trajetória é similar nos países analisados, além de que o comportamento da trajetória da TFT é praticamente linear.

Gráfico 1

Argentina, Brasil, México e Uruguai, 1990-2010: Taxa de fecundidade total, segundo decênios.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Nesse sentido, vale resaltar que a convergência é produzida quando a diferença relativa entre as unidades de analise diminui, logo pode-se afirmar que o indicador em analise encontra-se convergindo (Dorius, 2008).

Ainda analisando o gráfico 1 é possível observar o comportamento dentro e entre os países em relação à Taxa de fecundidade total (TFT) ao longo do tempo. Pode-se observar que para o Brasil, assim como para o Uruguai, ambos apresentaram valores de TFT em 2010 próximos, enquanto que países como México e Argentina, apresentaram uma maior variação da TFT no intervalo de tempo estudado. Observando os valores de TFT para ano de 2010, para as diferentes DAM nos países estudados, indicam evidências de que há uma convergência nos níveis das taxas de fecundidade total.

No tocante das tendências de fecundidade, muitos pesquisadores e instituições assumem que este componente demográfico tenderá ao nível de reposição. Nesse aspecto a Organização das Nações Unidas (ONU), denominou a este fenômeno como convergência para suas projeções por um longo tempo, dessa forma antecipando um mundo homogêneo no qual a variedade demográfica quase desapareceria.

Dorius (2008), utiliza várias medidas para avaliar a natureza mutável da desigualdade entre países e mostra que a única evidência estatística

definida para a convergência é encontrada depois de 1990. Apesar do desacordo em relação às causas das alterações da fecundidade, o consenso geral é de que, quaisquer que sejam as causas, a evolução da fecundidade inclui três grandes fases: uma fase de alta fecundidade, pré-transição, a própria transição da fecundidade, e um ponto de baixa fecundidade. Onde a última fase inclui a recuperação da fecundidade abaixo do minimo para substituição com oscilações em torno da fecundidade em nível de substituição (Alkema et al., 2011). Os níveis de fecundidade na ultima fase têndem nunca voltar a níveis pré-transição, porém, os períodos de convergência e divergência poderiam acontecer temporariamente se as regiões estão em diferentes fases de sua transição ao mesmo tempo.

Diante desse cenário da queda da fecundidade, busca-se identificar a existência de convergência ou divergência nos valores da fecundidade entre países da America Latina, através de uma análise comparativa do comportamento da fecundidade, mais precisamente entre quatro países dessa região – Argentina, Uruguai, Brasil e México – avaliando desde o período de 1990 até 2010, são países que exibem um comportamento demográfico semelhante de queda constante em suas taxas de fecundidade ao longo do tempo.

Como método foi utilizado técnica de modelos lineares mistos, onde o mesmo permite avaliar as medidas de fecundidade mesmo que essas regiões apresentem problemas nas informações coletadas e permite fazer uma avaliação comparativa entre países, obtendo informações mais uniformes, além de avaliar sua relação com outras variáveis estudadas: como a chefia feminina do lar (JEF) e a população economicamente ativa feminina (PEA).

Os modelos que apresentam tanto fatores de efeitos fixos como aleatórios, além do erro experimental, são chamados de modelos mistos. Os modelos mistos são também conhecidos como modelos de efeitos aleatórios ou modelos hierárquicos e podem ser considerados como uma abordagem flexível onde a variabilidade entre os países reflete uma heterogeneidade natural devido a fatores não mensurados (Diggle et al.,1994).

É razoável acreditar que a resposta de cada pais em um estudo longitudinal tem vários componentes: um efeito fixo, que é uma função de covariaveis; um efeito aleatório, que expressa a variação entre os países, e um erro, que é devido à medição ou ao não registro de variáveis (Faraway, 2006).

Efeitos aleatórios são efeitos específicos estimados, para cada pais, como provenientes de uma distribuição comum (geralmente uma distribuição normal). Assim ao contrario dos modelos lineares que não incluem um efeito associado ao nível individual, nos modelos de efeitos mistos,

inclinações e/ou interceptos podem ter diferentes valores para cada pais (Schielzeth e Forstmeier, 2009).

Os modelos de efeitos mistos permitem que os coeficientes da regressão (coeficiente angular e o intercepto) variem entre os países. Esses modelos têm dois componentes: um intra pais e outro entre países (variação no intercepto e inclinação). Neste modelo, as medidas para os países não precisam ser igualmente espaçadas e balanceadas e as análises podem ser conduzidas com os dados de países ou estados que foram perdidos de seguimento ou que apresentam ausência de informação em algum momento do estudo (Fausto et al., 2008; Wu, 2010; Villavicencio, 2015).

A forma geral para o modelo linear misto foi proposto por Laird e Ware (1982) e que expressa o vetor resposta yi de dimensão ηi , para o i-ésimo de M. Para nosso estudo será dada por:

$$y_i = X_i\beta + Z_i b_i + \epsilon_i,\ i = 1, \ldots, M$$

$$b_i \sim N(0, \Sigma)$$

$$\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Onde se têm que, β é o vetor de dimensão p de efeitos fixos, bi é um vetor de efeitos aleatórios de dimensão q e que assume-se ser normalmente distribuído com média zero e matriz de variância-covariância Σ, e εi é um vetor de erros (dentro dos países) de dimensão ηi que também segue uma distribuição normal.

Os efeitos aleatórios bi e os erros dentro dos países, assumem-se serem independentes para diferentes países. Xi (de tamanho ηi x p) é a matriz de desenho observada relacionada com os efeitos fixos, Xiβ é a componente global fixa do modelo. Zi (de tamanho ηi x q) é matriz de desenho para cada pais i; Zibi representa os efeitos aleatórios para o pais i (México, Brasil, Argentina, Uruguai).

Escolha do Modelo

É uma importante selecionar o "melhor" modelo, ou seja, um modelo que seja parcimonioso em termos do número de parâmetros utilizados, e que ao mesmo tempo tem o melhor ajuste (West, et al., 2007). Dessa forma ao selecionar o "melhor" modelo para um determinado conjunto de dados, levamos em conta os objetivos da investigação, o desenho de estudo, o conhecimento prévio sobre importantes preditores e considerações relevantes sobre o assunto em questão (West et al., 2007). Para a seleção do modelo adequado, os critérios mais comuns são o AIC (Critério de Informação de

Akaike) e o BIC (Critério de Informação Bayesiano). O AIC e BIC são definidos como:

$$AIC = -2\log Lik + 2n_{par}$$

$$BIC = -2\log Lik + n_{par}\log(N)$$

Onde Lik representa a verossimilhança, n_{par} o número de parâmetros do modelo e N o número total de observações usadas para ajustar o modelo. Como decisão, adota-se como "melhor" modelo aquele que apresenta o menor valor em qualquer um desses critérios. Ressalta-se que as bibliotecas nlme (Pinheiro, J.C. e Bates, D. 2000) e lme4 (Bates et al., 2011), do software R, fornecem vários métodos para se avaliar a validade destas suposições

Resultados

A Taxa de Fecundidade Total (TFT) corresponde ao numero médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo (Carvalho et al, 1998). Vale resaltar que este componente é um dos principais determinantes da dinâmica demográfica (Horta et al, 2004; Simões, 2006; Moreira e Fusco, 2012).

Aplicando os dados disponíveis nos países foram avaliados diferentes modelos a fim de encontrar aquele que permita predizer um melhor comportamento da queda da TFT. Dessa forma se formulo o modelo considerando a JEF e PEA como efeito fixo e o Intercepto como efeito aleatório, É importante destacar que para um grande número de graus de liberdade (>100) a distribuição t se aproxima da distribuição normal e, portanto, uma forma simples de avaliar se as variáveis são estatisticamente significativas ao nível de 5%, é verificar o valor absoluto da estatística t. Se este valor exceder 2, a variável pode ser considerada estatisticamente significante (Baayen, 2008).

Modelos linear de efeitos mistos

Formula: TFT ~ PEA + JEF + (1 | Pais)

AIC	BIC	logLik
270.864	300.495	127.432

Tabela 1

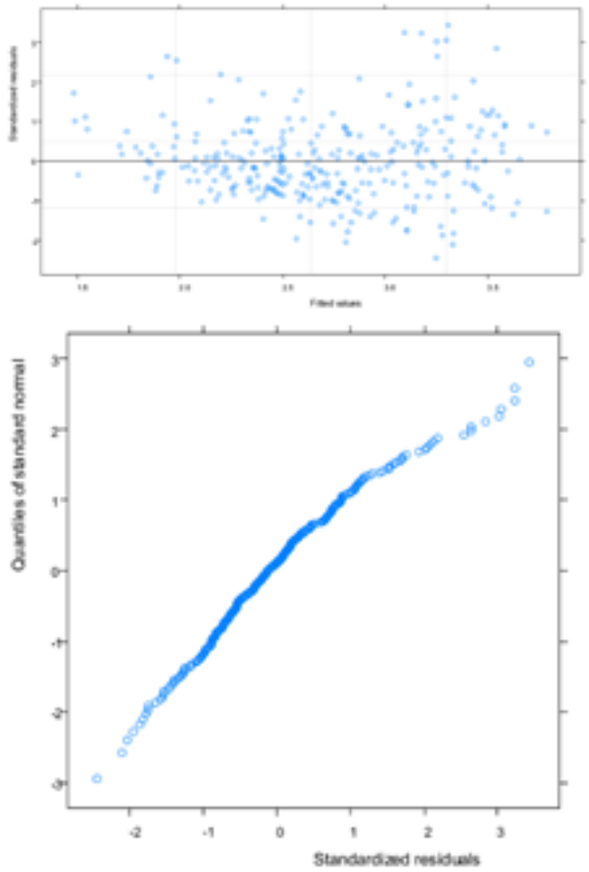
Modelo Linear Misto - estimativas dos efeitos aleatórios e fixos

Efeitos Aleatórios			
	Variância	Desvio Padrão	
Grupos			
Pais (Entre Países)	0.241	0.491	
Residual (Dentro Países)	0.121	0.348	
Efeitos Fixos			
	Estimador	Desvio Padrão	T-value
Intercepto	5.188	0.269	19.271
PEA	-0.045	0.003	-15.701
JEF	-0.014	0.004	-3.273

Fonte: Elaboração própria

Após o ajuste do modelo, é importante realizar o diagnóstico do modelo para verificar se os pressupostos básicos de distribuição para os modelos de efeitos mistos são satisfeitos (West et al.,2007). Os resíduos representam o quanto "sobrou" após o modelo ser ajustado, isto é, a diferença entre o valor ajustado e o valor observado. Observa-se que não há padrões e, acima de tudo, não existe uma tendência, dessa forma o modelo está respeitando a suposição em relação à homogeneidade (variância constante) e à normalidade (Gráfico 2).

Gráfico 2
Analise dos resíduos do modelo



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Os resultados apresentam a variabilidade da TFT entre os países e a variabilidade da TFT dentro dos países, como é possível observar (Tabela 1), ambos os resultados apresentam valores próximos, no que diz respeito à variabilidade das TFT. Dessa forma o resultado apresenta que há uma convergência entre países e dentro do próprio pais, no que se refere as taxas de fecundidade total.

Continuando com a interpretação dos resultados, se pode observar que caso as mulheres, nos países e tempo estudados, que não tenham participação como chefe de lar e não tenham participação no mercado de

trabalho, resultaria que no pais haveria, em media, 5.19 filhos por mulher. Para uma situação de participação da mulher no mercado de trabalho, para cada aumento em uma unidade da taxa da PEA, haverá uma redução nos valores da taxa de fecundidade total, de mesmo modo, a elevação em uma unidade da taxa de chefia feminina no lar, a taxa de fecundidade total se veria afetado numa diminuição de 0.014.

Nessa análise o modelo deixa claro que a chefia feminina do lar, causa menor impacto na taxa de fecundidade, que a participação no mercado de trabalho, reforçando a ideia apresentada por Monte (2011), sobre a redução da fecundidade em decorrência da presença da mulher no mercado de trabalho. Este declínio nas taxas de fecundidade estaria acontecendo para todos os países em analise. Nesse sentido fica em evidencia a convergência dos níveis da fecundidade associadas com o aumento das taxas de JEF e PEA dos países analisados, onde é possível perceber a influência destas variáveis para com a transição das taxas de fecundidade ao longo do tempo. Todos os gráficos discutidos estão presentes no anexo do artigo.

Para o Brasil, como apresentado no gráfico 3, os baixos níveis da fecundidade já estava presente nos anos 1990 para algumas DAM, e para o ano 2010, dentre das diferentes DAM, tinham valores próximos a 2.0 ou em níveis inferiores.

Analisando as variáveis de chefia feminina e da participação da mulher no mercado de trabalho para o Brasil, mostra que ocorreu em todas as DAM uma elevação da participação de mulheres, onde em 1990 a PEA estava entre 30.13% a 53.18%, chegando no ano de 2010 com valores de PEA entre 48.55% a 70.98%. Associado a essas taxas, a chefia do lar feminina também apresentou elevação nos seus valores, onde em 1990, haviam DAM com taxas entre 8.99% e 16.54%, e após duas décadas estas se apresentam taxas de chefia feminina compreendidas entre 26.23% até 33.99%.

Na Argentina, assim como no Brasil, ocorreu uma redução das taxas da fecundidade total para todas as DAM, com destaque para as taxas no Distrito Federal, que já na década de 1990, apresentava valores abaixo de 2.0 filhos por mulher. Quanto à presença da mulher no mercado de trabalho, em todas as DAM ocorreu uma elevação nas taxas entre 5 e 10%, em conjunto também houve uma elevação da chefia feminina no lar em todas as DAM no país.

No caso do México, as taxas de fecundidade total analisadas acompanham as tendências de redução como as encontradas para o Brasil e Argentina, com intensos declínios nas taxas, mostrando convergência dentro de todas as DAM no que refere ao numero de filhos por mulher. Alguns diferenciais na velocidade de queda podem ser percebidos quando

comparamos os níveis da capital aos níveis de fecundidade das DAM mais rurais.

Quanto a chefia feminina e a PEA feminina, o México apresentou mesmo comportamento, se comparadas as ocorridas em países como Brasil e Argentina, mas com as mudanças nas taxas nas ultimas décadas em menor volume. Onde a chefia feminina nas ultimas décadas ainda que crescente, apresentou baixos valores e a PEA das mulheres mexicanas, teve uma forte elevação entre os anos de 1990 e 2000, mas com pouco crescimento entre 2000 e 2010, mas mesmo essa condição diferencial não reduziu a queda nas taxas da fecundidade total.

O Uruguai, já apresentava baixos valores de suas taxas de fecundidade total nos anos 1990 e que ao longo do tempo, sofreram redução para valores abaixo das taxas de reposição em grande parte das DAM avaliadas. A PEA feminina no Uruguai apresentou comportamento semelhante ao México, onde teve uma forte elevação entre 1990 e 2000, mas com pouco ou nenhuma elevação nas taxas entre 2000 e 2010.

Conclusões

Como parte das conclusões neste trabalho, resaltamos que os estudos longitudinais possuem um alto custo para serem feitos, seja qual for o seu período de abrangência. Nestes tipos de estudos se encontram informações valiosas sobre o comportamento das regiões (países, estados) ao longo do tempo.

Para o estudo da fecundidade nos países estudados, no período de 1990 e 2010, foram identificados elementos que apontam para a convergência da fecundidade seja em contexto nacional, seja a nível subnacional.

Além disso, para o período analisado foram identificados diferenciais nos ritmos da diminuição da fecundidade entre as Divisões Administrativas Maiores e entre os países analisados. Essas diferencias irão marcar para o futuro mudanças nos comportamentos demográficos como a condição de mobilidade da população e sem duvida na sua estrutura etária. Para as DAM que consolidaram sua diminuição da fecundidade e que já na década de 1990 apresentavam níveis mais baixos de fecundidade (próximos ou menores que 2 filhos por mulher) implica uma tendência de substituição da população.

Atualmente estas DAM estão iniciando a enfrentar situações de crescimento natural nulo o negativo, identificando a dinâmica da fecundidade e seus pressupostos, em escalas menores ou subnacionais, contribuem para um melhor entendimento a ser aplicado em projeções populacionais.

O presente trabalho revisou os dados em nível subnacional de indicadores, como a Taxa de fecundidade total, a chefia feminina e a população feminina economicamente ativa, bem como a variabilidade entres estas. Considero-se a taxa de fecundidade total por ser um indicador que encontra-se em queda em diversos países da América Latina, e que provavelmente entre as consequências esteja o crescimento da chefia feminina do lar, as mulheres no trabalho, o empoderamento das mesmas. A análise das TFT foi realizada para quatro países na América Latina, procurando saber se as variáveis JEF e PEA auxiliam nos prognósticos e analises das convergencias das TFT, através do modelo de efeitos mistos, importante ressaltar que o ajuste do modelo respeitou os pressupostos do mesmo, e se percebeu a presença de baixa variabilidade nas TFT dentro dos países e entre países. Nesta primeira experiência se pode sinalar que existem evidencias de convergencia nas TFT para os países estudados, já que mediante os valores estimados da JEF e PEA, pode-se obter os valores da TFT para cada um dos países analisados, dessa forma apontando na queda da fecundidade para cada pais e na convergência dos mesmos.

Referencias

Alkema, L., Raftery, A. E., Gerland, P., Clark, S. J., Pelletier, F., Buettner, T., & Heilig, G. K. (2011), "Probabilistic Projections of the Total Fertility Rate for All Countries", em *Demography*, Vol. 48, N°3, august, p. 815-839.

Baayen, R.H. (2008), *Analyzing Linguistic Data: A Practical Introduction to Statistics Using R*, Cambridge: Cambridge University Press.

Bates S., Cropsey G., Caporaso J., Knight R. & Fierer N. (2011), "Bacterial communities associated with the lichen symbiosis", em *Applied and Environmental Microbiology*, N°77, p. 1309-1314.

Carvalho, J.A., Sawyer, D., e Rodrigues, R. (1998), *Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia*, ABEP, São Paulo.

Cavenaghi, S., e Diniz, J.E. (2012), "Tendências demográficas, dos domicílios e das famílias no Brasil", em <http://www.ie.ufrj.br/aparte/pdfs/tendencias_demograficas_e_de_familia_24ago12.pdf >, acesso 2 de março de 2017.

CELADE (2005), "Dinámica demográfica y desarrollo en América Latina y el Caribe", em *Serie Población y Desarrollo*, Santiago de Chile: CELADE, Vol.58.

Diggle, P.J., Liang, K-Y, e Zeger, SL. (1994), *Analysis of Longitudinal Data*, Oxford: Clarendon Press.

Dorius, S. F. (2008), "Global demographic convergence? A reconsideration of changing intercountry inequality in fertility", em *Population and Development Review*, Vol.34, N° 3, p. 519-537.

Faraway J.J. (2006), *Extending the Linear Model with R*, Boca Raton, FL: Chapman & Hall.

Fausto, M., Carneiro, M., Antunes, C., Pinto, J. e Colosimo, E. (2008), "O modelo de regressão linear misto para dados longitudinais: uma aplicação na análise de dados antropométricos desbalanceados", em *Cadernos Saúde Pública*, Vol. 24, N° 3, Rio de Janeiro, p. 513-524.

Horta, C.J.G., Carvalho, J.A.M., e Nogueira, O.J.O. (2004) *"Evolução do comportamento reprodutivo da mulher brasileira 1991-2000, cálculo da taxa de Fecundidade Total em nível municipal"*, artigo apresentado no xiv Encontro Nacional de Estudos Populacionais, em <http://www.abep.nepo.unicamp.br/site_eventos_abep/pdf/abep2004_802.pdf>, acesso em 5 de fevereiro de 2017.

Laird N.M., e Ware J.H. (1982), "Random-effects models for longitudinal data", in *Biometrics Journal*, Vol. 38, N° 4, p. 963-974.

Monte, P.A. (2011), "A influência da fecundidade na inserção Feminina no mercado de trabalho Nordestino e nos determinantes salariais.", *Documentos técnicos científicos Banco do Nordeste*, Vol. 42, N°03, em: <https://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1268>, acesso 3 de março de 2017.

Moreira, M. M., e Fusco, W. (2012), "*Mapeando a fecundidade Nordestina*", Artigo apresentado no xviii Encontro Nacional de Estudos Populacionais, na cidade de Águas de Lindóia, São Paulo, em <http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/view/1924/1882>, acesso em 7 de fevereiro de 2017.

Pinheiro J.C., e Bates, D. (2000), *Mixed-effects models in S and S-PLUS*, New York: Springer.

Rodríguez Vignoli, J. (2003). "La fecundidad alta en América Latina y el Caribe: un riesgo en transición", em *Serie Población y Desarrollo*, Santiago de Chile: celade, Vol. 46.

Salvini, M., Gabrielli, G., Paterno, A. & Corazziari, I. (2015), "Demographic Trends in Developing Countries: Convergence or Divergence Processes?", Artigo de trabalho desenvolvido no Dipartimento di Statistica, Informatica, Applicazioni "Giuseppe Parenti". Universitá Degli Studi Firenze, em < http://local.disia.unifi.it/wp_disia/2015/wp_disia_2015_03.pdf >, Acesso em 3 de março de 2017.

Salvini, M. S. (2004), "Demographic Convergence and Economic Divergence? Revisiting Demographic Transition in Developing Countries", em <http://old.sis-statistica.org/files/pdf/atti/RSBa2004p293-304.pdf>, acesso 5 de fevereiro de 2017.

Schielzeth, H. e Fortmeier, W. (2009), "Conclusions beyond support: overconfident estimares in mixed models", em *Behavioral Ecology Journal*, Vol. 20, N°2, 416-420.

Simões, C. (2006), *A transição da fecundidade no Brasil: Análises de seus determinantes e as novas questões demográficas*, 1° ed. São Paulo: Arbeit Factory.

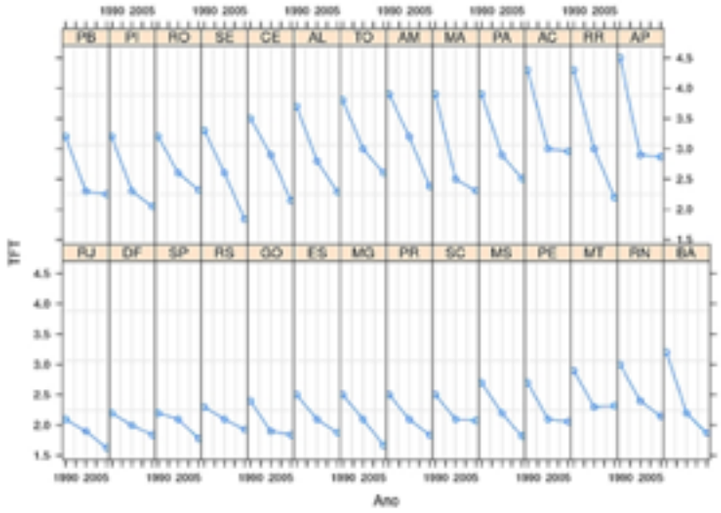
Villavicencio, L.M.M. (2015), "Fecundidade do Nordeste Brasileiro: uma abordagem com Modelos Não Linear de Efeitos Mistos", Dissertação de Mestrado em Demografia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, Brasil.

West, B.T., Welch, K.B. e Galecki, A.T. (2007), *Linear mixed models: a practical guide using statistical software*, New York: Chapman & Hall.

Wu, L. (2010), *Mixed Effects Models for Complex Data*, Boca Raton, FL: Chapman & Hall/crc.

Gráfico 3

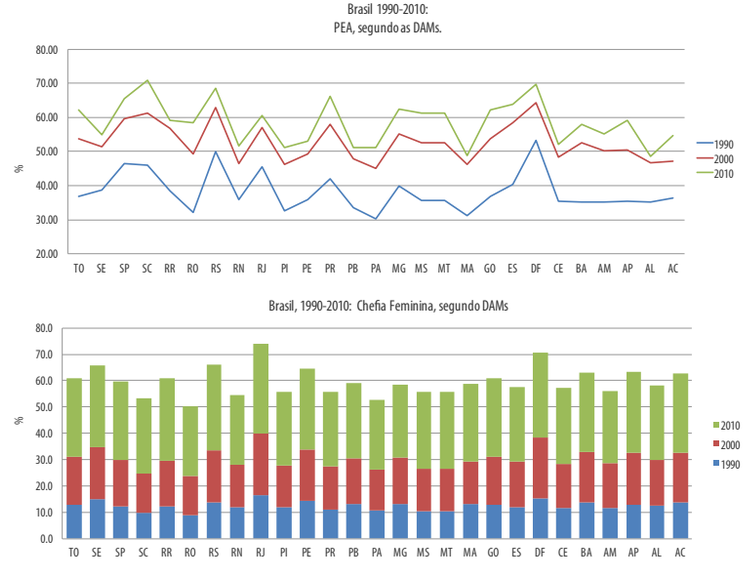
DAM do Brasil, 1990-2010: Perfil da evolução da Taxa de Fecundidade Total.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Gráfico 4

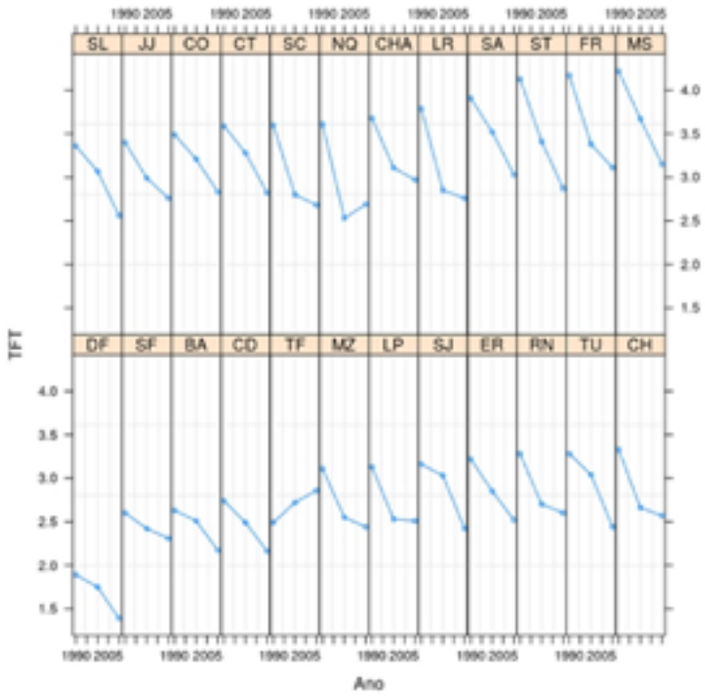
DAM do Brasil, 1990-2010: Perfil de evolução da PEA feminina e Chefia Feminina do lar. Brasil



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Gráfico 5

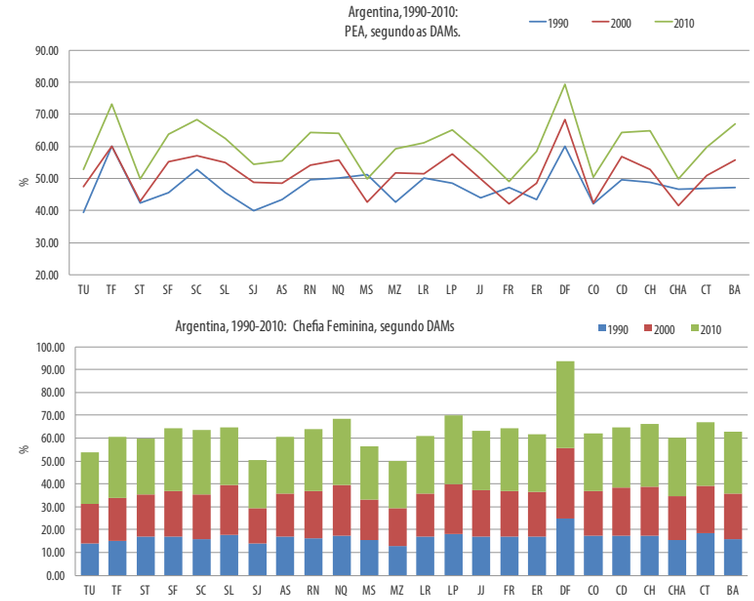
DAM da Argentina, 1990-2010: Perfil da evolução da Taxa de Fecundidade Total.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Gráfico 6

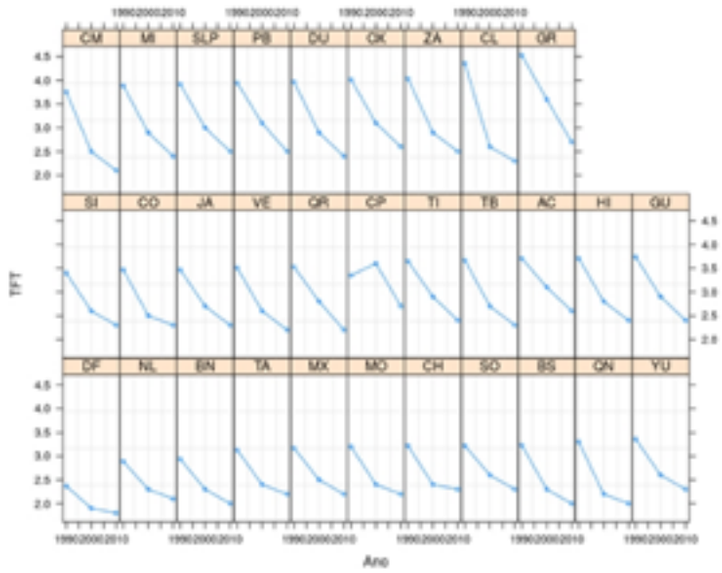
DAM da Argentina, 1990-2010: Perfil de evolução da PEA feminina e Chefia Feminina do lar.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Gráfico 7

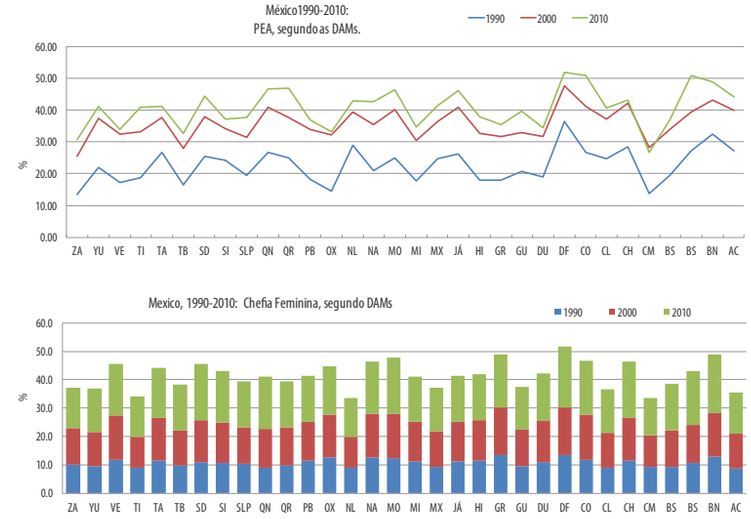
DAM do México, 1990-2010: Perfil da evolução da Taxa de Fecundidade Total.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Gráfico 8

DAM do México, 1990-2010: Perfil da evolução da PEA feminina e Chefia do lar Feminina.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Gráfico 9

DAM do Uruguai, 1990-2010: Perfil da evolução da Taxa de Fecundidade Total.

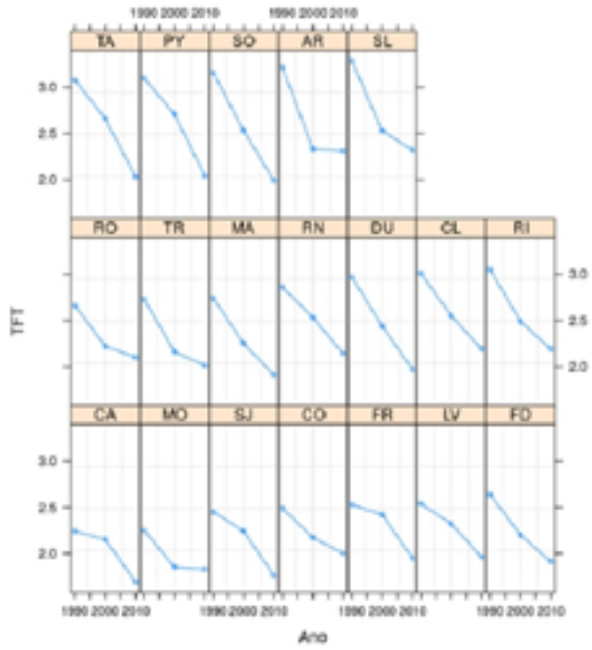
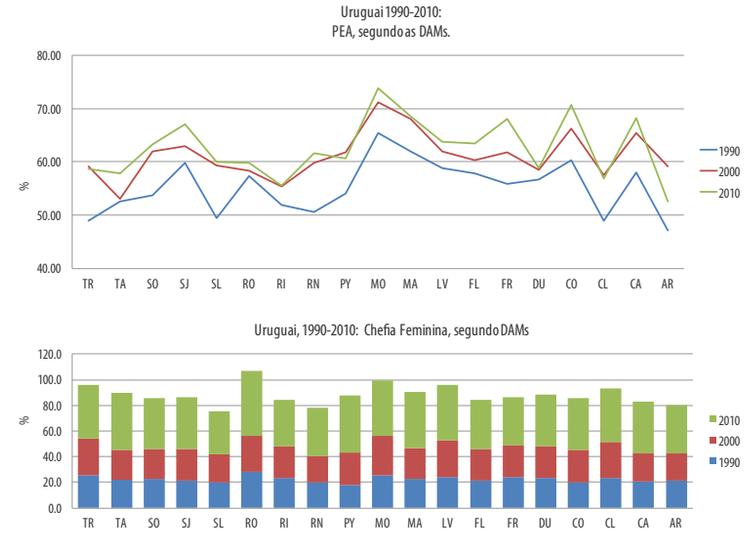


Gráfico 10

DAM do Uruguai, 1990-2010: Perfil da evolução da PEA feminina e Chefia do lar Feminina

Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados coletados do projeto s-ALyC.

Proyección de población total y por departamentos de Colombia usando Tablas de Vida Multiestado

Multi State Life Table Projection per Provinces and Total National for Colombia

B. Piedad Urdinola[1]
Miguel A. Lara[2]

1 Profesora Asociada, Departamento de Estadística, Universidad Nacional de Colombia-Bogotá, <bpurdinolac@unal.edu.co>

2 Magister en Estadística, Universidad Nacional de Colombia-Bogotá, <malarag@unal.edu.co>

Resumen

Este documento presenta resultados de una proyección multirregional utilizando modelos multiestado, que incorpora la desagregación regional como una transición adicional, y permite proyecciones subnacionales y nacional sin necesidad de ajuste forzoso. Para corregir las fallas de la información de mortalidad y natalidad se conformaron series de tiempo anuales por departamento desde 1921 hasta 2011 y los flujos netos de migración de los censos nacionales de población de 1973, 1993 y 2005. Esta información permite construir Matrices de Leslie por sexo y grupos de edades quinquenales para 28 departamentos y los departamentos de la región Amazonía agrupados en uno sólo, para una matriz de dimensión 986x986, correspondiente a 17 grupos de edad, dos géneros y 29 departamentos. Se encuentran diferencias sustanciales para las proyecciones de los departamentos con más y menos de un millón de habitantes, lo que sugiere convergencia entre estos dos grupos de departamentos para el caso colombiano.

Palabras clave: Modelos Multiregionales de Proyección. Matrices de Leslie multirregionales. Proyecciones Departamentales de Población Colombia. Series anuales demográficas departamentales para Colombia.

Abstract

This document presents the results of a multiregional projection using multi-state models, which incorporates the regional desegregation as an additional transition and therefore produce both sub national and national projection, without needing any adjustment to meet both levels. To correct for mortality and birth data unusual patterns, annual time series were established by department from 1921 to 2011 and the net migration flows from national population censuses in 1973, 1993 and 2005. This allows the construction of Leslie matrices for each sex and five-year age groups for 28 departments and departments of the Amazon region are grouped into one, for a final matrix of 986x986 dimension, corresponding to the 17 age groups, the two genders and 29 departments. There are substantial differences for the projections of departments with more than one million inhabitants, suggesting convergence between these two groups of departments for the Colombian case.

Keywords: Multiregional Projection Models. Multiregional Leslie Matrices. Departmental Population Projections Colombia. Annual Departmental Demographic Series for Colombia.

Introducción

En plena era de globalización, cuando el mundo se encuentra más interconectado que nunca, los modelos demográficos se vuelcan sobre lo regional. Esta aparente contradicción lo único que demuestra es la necesidad por progresar en la calidad de la información de fuentes demográficas con fines prácticos de planeación y mejoramiento de la calidad de vida de las sociedades que, cada vez, queremos medir con mayor detalle. La medición de datos regionales cobra mayor importancia porque nos permite no sólo conocer las necesidades de subpoblaciones o áreas subnacionales, sino que también mejora la predicción y proyección del total de la población en modelos nacionales. El presente trabajo presenta los resultados de las proyecciones de población para el caso colombiano, a partir de las proyecciones subnacionales, lo que permite tener en completa concordancia y sin necesidad de corrección alguna ambas proyecciones: nacionales y subnacionales. Este modelo se alimenta de la información de los departamentos del país, para producir al final una gran proyección mucho más refinada de población nacional, a partir de matrices multiestado que no necesitan de ningún ajuste adicional, a diferencia de otros métodos de proyección.

Si bien el público general considera las proyecciones de población como una predicción del futuro, los demógrafos y expertos en pronósticos y proyecciones preferimos darles una lectura sobre la pregunta qué debemos hacer hoy para construir el mañana, en lugar de preguntarnos: ¿cómo será el mañana? En otras palabras, las proyecciones deben ser consideradas como un instrumento de creación más que de adivinación del futuro (INE, 2005). Con esta visión en mente, las necesidades y usos de las proyecciones de población no se ponen en duda. Son ampliamente utilizadas tanto en el sector público y privado con fines de planeación urbana, infraestructura y financiera; distribución de recursos, sobre todo en salud y educación; planes de mercadeo y pronósticos del crecimiento mismo de la población a futuro, cruciales para los balances fiscales a partir del sistema de seguridad social, entre otras (Okita et al, 2009; Tuljapurkar, 2006; Anderson et al, 2001).

Desde los primeros modelos de proyección de población propuestos en la primera mitad del siglo XX por Whelpton (1928; 1936; et al, 1947), que nos dejaron como enseñanza los escenarios bajo, medio y alto mucho se ha avanzado en el tema, hasta llegar a los métodos modernos que incorporan las proyecciones estocásticas de población y los métodos Bayesianos (por ej. Lee y Tuljapurkar, 1994; Wiśniowski et al, 2015). Sin embargo, las diferencias entre los métodos matemáticos, meramente demográficos y los más

recientes estocásticos todavía no varían diametralmente en sus resultados de proyecciones nacionales finales; la diferencia radica en que los últimos incorporan una importante medición de la incertidumbre que generan los modelos de proyección. A medida que avanzaban estas técnicas, aplicadas únicamente a totales nacionales, surgió una demanda por modelos de proyección de áreas pequeñas o subnacionales (Swanson y Tayman, 2012) que, como su nombre lo dice, se han especializado en trabajar modelos para poblaciones mucho más pequeñas que las nacionales, y para las cuales las metodologías tradicionales no producen resultados tan robustos.

No obstante, la combinación de metodologías que proyectan el total nacional y las áreas subnacionales no necesariamente se concilian. Es decir, el resultado de la proyección nacional de población utilizando modelos de orden nacional no necesariamente coincide con los resultados producidos por modelos de áreas subnacionales, una vez éstas se agregan. A pesar de ello, muchas oficinas de estadísticas nacionales siguen produciendo proyecciones de población de esta manera: con un modelo para áreas nacionales y otro para áreas subnacionales y luego se hacen coincidentes mediante algún tipo de ajuste forzoso, más allá de los ya necesarios para ajustar las fuentes de información indispensables para estas proyecciones en países, que como los Latinoamericanos, sufren de grandes deficiencias en la calidad de la información censal y de estadísticas vitales.

Ante los errores que esta práctica puede acarrear, este trabajo propone la implementación de modelos multirregionales o multiestado que garantiza la consistencia entre proyecciones a varios niveles de desagregación, por ejemplo entre las diferentes divisiones geográficas de un país —Departamentos, en el caso colombiano— y las proyecciones para el total país. Además, permite visualizar si existe algún tipo de convergencia regional entre dichas áreas y este conocimiento, sin duda ayudará a refinar las proyecciones totales, pues permite la diversidad de comportamientos de los fundamentales demográficos: fecundidad, mortalidad y migración, a las características inherentes en cada región.

En el modelo multiregional la incorporación de todas las divisiones geográficas y su proyección simultánea, garantizan que en cada una de éstas se tenga en cuenta las características propias, es decir, se asegura la consistencia interna de las cifras y los diferenciales demográficos regionales. Además, si se quieren obtener cifras a nivel nacional, éstas son obtenidas como agregación de cifras departamentales sin necesidad de ajustes. Para la aplicación de la metodología de los modelos multirregionales, se debe contar con información muy detallada de las características propias de cada departamento desagregada por edad y sexo. Esta información está

regida completamente por las tasas específicas de fecundidad, mortalidad y migración. De aquí que el modelo multiestado, originalmente por Rogers (1975) y modificado por Alho y Spencer (2005) como una generalización de las tablas de Leslie en edad y tiempo discreto, utilizando modelos multiestado, sea una generalización del modelo uniregional, en el sentido de que no solamente se plantean probabilidades de transición por edad sino también entre regiones geográficas.

Este trabajo utiliza la información de mortalidad por departamentos, tomada de *Latin American Human Mortality Database* (Urdinola y Queiroz, 2013) y los nacimientos se han recolectado de la información publicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE); en series anuales desde 1960 hasta 2005 y los saldos migratorios se estiman a partir de la información de migrantes internos recientes de los censos de población Colombianos. Se construyen Matrices de Leslie para cada sexo y por grupos de edades quinquenales para 28 departamentos más uno que constituye la agrupación de los antiguos territorios nacionales en un solo ente regional, y al final se obtiene una matriz total con dimensión 986x986, correspondiente a los 17 grupos de edad, los dos géneros y 29 departamentos. Los resultados se contrastan con los obtenidos por la oficina oficial de estadísticas colombiana DANE, que utiliza el método demográfico de componentes en sus proyecciones oficiales subnacionales, que luego agrega y ajusta para tener coherencia entre las proyecciones subnacionales y el total nacional. Según el Censo de 2005 la población colombiana fue 41.468.384 habitantes, la proyección de este Modelo Regional Multiestado (MRM), para 2010 llega a 44.354.114 habitantes y para el año 2020 se espera observar un total de 50.826.528 habitantes. Esto sin corregir por ningún tipo de subregistro en las cifras vitales o el censo, pero sí haciendo una suavización siguiendo la tendencia temporal de las series de nacimientos que sufren de fluctuaciones muy amplias por departamentos. Esta limitación puede ser superada implementando un estudio que revise este subregistro subnacional y luego se incorpora fácilmente a este tipo de modelos, pues la corrección se haría a los insumos del modelo, mas no a la estimación de la proyección.

La preparación de las series departamentales anuales de las componentes de mortalidad y fecundidad muestran una tendencia a la convergencia entre grupos de departamentos. Es decir, en el corto plazo no se nota una convergencia total entre departamentos, sino que de momento se encuentra una convergencia entre dos grupos de departamentos, los que son más grandes, en términos poblacionales, y los que resultan con menor población. Es de destacar que los resultados a nivel nacional de este modelo multiregional, que no incorpora ningún proceso de corrección de

subregistro al censo nacional de población del año base (2005), son similares a los resultados del DANE, aunque para los años 2015 a 2050 el pronóstico de este ejercicio es mayor al de las estadísticas oficiales en cerca de 3,5%. Se encuentran diferencias importantes para las proyecciones departamentales, sobre todo para todos aquellos que tienen menos de un millón de habitantes. Este método es de fácil implementación computacional pues sólo consiste en multiplicación de matrices y a pesar de sus limitaciones puede incorporar correcciones de subregistro en el censo de población y en estadísticas vitales, lo que probablemente refine aún más las proyecciones de población sin necesidad de tener que hacer ajustes forzosos entre las proyecciones nacionales y las subnacionales.

Motivación

Los modelos poblacionales de proyección surgen de la necesidad de llevar una planeación, gubernamental, apropiada. De allí que los primeros modelos que se desarrollaron buscaban los totales nacionales, por las características propias que estudia la demografía: edad y sexo. Tal y como lo mencionan Alho y Spencer (2005) es mucho lo que se ha avanzado en la ciencia estadística y demográfica para refinar y alcanzar los modelos de proyección contemporáneos, al punto que tenemos una gran variedad de modelos: matemáticos, demográficos y estadísticos; más sus combinaciones. Es sólo hasta las décadas más recientes que se ha comenzado a trabajar en modelos que puedan aplicarse a datos subnacionales, o a grupos particulares como raza o etnia, niveles de educación, ingresos u otras características que subdividen la población, incluyendo ubicación geográfica. Para estos casos particulares se han desarrollado los modelos de áreas o poblaciones pequeñas, para los que un buen resumen de metodologías se presenta en Swanson y Tayman (2012).

En parte, esta deficiencia se debe a la falta de información demográfica para estas sub poblaciones y en parte porque no había una necesidad latente en la planeación gubernamental. Pero, a medida que se ha ido recolectando más información, se hacen evidentes las brechas existentes entre estratos o subpoblaciones al interior de cualquier país, de allí que la demanda por herramientas que permitan una mejor planeación subregional se ha incrementado. En particular, en los países Latinoamericanos las inequidades son realmente alarmantes, hasta el punto de ser catalogada como la región en el mundo con mayor inequidad persistentemente durante las últimas décadas, como lo demuestran las diferencias de la tasa de mortalidad infantil

por raza y residencia en la región (Jiménez et al, 2007), presentado en la Tabla 1.

Tabla 1
América Latina, circa 1990 y 2000. Tasa de mortalidad infantil según condición étnica y zona de residencia (por mil nacidos vivos)

País	Año del censo	Total país			Área de residencia					
					Urbano			Rural		
		Indígena	Afro	Resto	Indígena	Afro	Resto	Indígena	Afro	Resto
Bolivia	1992	104,0	--	65,9	82,7	--	52,9	121,0	--	93,8
	2001	77,7	--	50,5	67,8	--	48,1	87,8	--	57,1
Brasil	1990	61,1	63,9	39,4	76,7	59,7	36,1	56,7	73,1	50,5
	2000	39,7	40,2	26,7	37,2	37,6	24,7	41,8	48,1	35,0
Chile	2002	12,8	--	11,5	12,0	--	11,4	12,7	--	12,0
Colombia	2005	39,5	31,7	23,9	30,9	30,0	23,5	39,8	33,8	25,0
Costa Rica	2000	20,9	11,2	11,5	20,4	8,2	10,7	21,5	15,1	12,3
Ecuador	1990	101,8	--	53,3	61,5	--	39,6	108,0	--	69,4
	2001	72,2	--	30,5	42,9	--	24,7	76,6	--	39,1
Guatemala	1994	61,1	--	49,7	56,9	--	41,0	62,1	--	55,2
	2002	51,1	--	41,0	47,2	--	35,3	52,6	--	46,7
Honduras	2001	43,5	31,9	34,5	27,1	30,1	25,1	45,2	33,7	41,8
México	1990	63,8	--	36,7	48,7	--	31,1	70,8	--	49,8
	2000	42,7	--	26,2	35,4	--	23,7	47,1	--	33,3
Nicaragua	2005	34,0	38,0	26,4	24,4	24,1	18,8	39,1	47,4	39,9
Panamá	1990	72,2	--	21,6	39,9	--	17,7	75,3	--	26,0
	2000	53,5	--	17,3	31,7	--	15,7	57,5	--	19,5
Paraguay	1992	96,2	--	45,8	90,8	--	45,9	96,5	--	45,8
	2002	78,5	--	37,7	72,1	--	38,8	79,1	--	36,3
Venezuela	2001	44,4	--	19,6	31,9	--	19,1	58,1	--	22,6

Fuente: Tomado de Jiménez et al, 2007

De allí, que sea fundamental contar con insumos demográficos que permitan evidenciar estas diferencias, precisamente para diseñar e implementar políticas que las corrijan. De otro lado, a medida que la transición demográfica ha avanzado en la región y los países han avanzado en niveles de desarrollo económico, ha aumentado la producción estadística

y demográfica que alimenta esta mejor planeación. Aún estamos lejos de los países con gran tradición demográfica o estadística, como los países Nórdicos, el Reino Unido o Estados Unidos. Entonces, la pregunta es cómo realizar proyecciones para un país como Colombia, con un nivel de desarrollo económico medio y que se encuentra en la fase avanzada de la transición demográfica (Tovar y Urdinola, 2014), pero que todavía cuenta con falencias importantes en la calidad de las estadísticas vitales y censales. Dependiendo de la fuente, los censos más recientes reportan niveles de subregistro de hasta el 25%, las defunciones de hasta 30% y los nacimientos de hasta 40% (Urdinola y Queiroz, 2013; Urdinola, 2011; Palloni et al, 2015; Urdinola y Ospino, 2015).

En primera instancia, esta falencia de datos de calidad no implica que debamos desistir de la idea de generar proyecciones de población subnacionales, por el contrario motiva a trabajar en modelos de proyección que corrijan estos problemas de subregistro. De allí que la propuesta de este trabajo es la incorporación de las variables regionales, no sólo para producir proyecciones de población a nivel subnacional, en el caso colombiano a nivel departamental, sino que también la definición de patrones regionales a través de los departamentos (provincias) del país permitan mayor refinación en los modelos de proyección total nacional, pues al incluir esta variable se está incorporando la información de los departamentos y la posible convergencia o divergencia entre ellos permite mejorar la proyección, aún en este escenario de calidad deficiente de la información primaria.

Bajo este escenario, la metodología propuesta es el de matrices multiestado o mutiregionales, que hacen de la información subnacional un estado adicional a los tradicionales grupos de edad y sexo y que permite tener proyecciones consistentes entre los niveles nacionales y subnacionales. En 1945 Leslie popularizó los avances de Bernardelli y Lewis, como lo cita Wachter (2014), de las famosas matrices de transición. Este método ha sido ampliamente difundido y utilizado para la proyección de población y para particiones de la misma, ya que el tamaño de la población a proyectar no genera distorsiones en el modelo y sólo depende de la información recogida a partir de las componentes demográficas, pues debe incorporar las dos transiciones posibles: sobrevivir o dar vida. El modelo lineal multiestado considera la evolución que surge como consecuencia de las transiciones que ocurren entre periodos sucesivos de edad y tiempo a través de alguna categoría. Las personas que ocupan un mismo estado, pertenecientes a una misma categoría o grupo, constituyen una subpoblación. Cada grupo debe estar sujeto y gobernado por leyes de fecundidad y mortalidad propias. Por esta capacidad de generar categorías, este método ha sido ampliamente

utilizado y difundido entre demógrafos y otros científicos sociales, pues siempre y cuando se pueda hacer la analogía entre estas dos transiciones, se puede aplicar, por ejemplo, a temas tan variados como las transiciones en el sistema educativo, en el mercado laboral o el crecimiento económico por renglones.

La primera agencia oficial en introducir multidimensionalidad en sus proyecciones numéricas, basadas en tablas de vida con decrecimiento simple, y asociado con modelos de proyección de población de dimensión simple, fue el Bureau de Censos de Estados Unidos (Rogers, 1986). Una primera extensión de los modelos de proyección de poblaciones bajo estados simples enfocados en estados múltiples de residencia fueron llamados modelos de proyección multiregional (Rogers, 1975). Es claro que la proyección de poblaciones clasificada por múltiples estados de existencia podría hacerse usando una metodología común de proyecciones multiestado en la cual el modelo central de la dinámica poblacional fuera una generalización de las tablas de Leslie en edad-tiempo discreto (Rogers, 1975).

El enfoque para este trabajo es el modelo poblacional de crecimiento lineal multiestado presentado en Alho y Spencer (2005). En este modelo, se realiza una generalización de las tablas de vida con decrecimiento simple al caso en el que se tienen más de dos estados de transición. Además, en los modelos poblacionales multiestado, el tamaño y la composición de una cohorte depende de la población inicial y de las transiciones de estado realizadas por los miembros de la población sumado al comportamiento de sus tasas vitales. Detalles de este modelo se presentan a continuación.

Metodología

El concepto principal para la construcción de este documento es el de tablas de vida multiestado, que constituyen el insumo inicial para la construcción de las matrices multirregionales. Una tabla de vida multiestado permite incorporar la noción que existen múltiples estados, a diferencia de una tabla de vida de cohorte, donde lo único que puede representar es el decaimiento de la población desde su inicio o nacimiento de la cohorte, hasta el final, cuando muere el último integrante de la cohorte. Los estados son una transición adicional, por ejemplo, ingresos y egresos de la población, debido a migración, entendiéndose estados como transiciones. Vale la pena aclarar que individuo que inicia en un determinado estado, puede pasar a otro estado y luego volver a su estado inicial. Por ejemplo, una persona nace en el estado soltero y se casa más tarde, luego hace la transición hacia el divorcio,

de manera que puede volver al estado de casado otra vez (Alho y Spencer, 2005: 168).

Supongamos que tenemos J estados, siguiendo los desarrollos matemáticos de Keyfitz y Caswell (2005) y con el propósito de generalizar la teoría de las tablas de vida originales, en donde se analizaban las transiciones de sobrevivencia representados por el escalar $\mu(x)$, se pretende determinar la estructura de la matriz $\mu(x)$, iniciando con las tasas instantáneas de movimientos entre estados. Para su construcción se deben tener en cuenta las siguientes características: los elementos fuera de la diagonal de $\mu(x)$ son las correspondientes tasas observadas de los movimientos en un pequeño intervalo de tiempo con signo contrario. Así, $-\mu(x)dx$ es el cambio (negativo) de una persona que encontrándose en el estado j se transfiera al estado i durante un período corto de tiempo y edad. Cada elemento de la diagonal de $\mu(x)$ contiene las tasas $\mu_{\delta i}$ de morir, con signo positivo, junto con el total de los elementos fuera de la diagonal para la columna, $\Sigma_i \neq j\ \mu_{ij}$, también con signo positivo. Por ejemplo, asumiendo que se tienen tres estados, la matriz $\mu(x)$ tiene la forma:

$$\boldsymbol{\mu}(x) = \begin{bmatrix} \mu_{\delta 1}(x) + \sum_{i \neq 1}^{n} \mu_{i1}(x) & -\mu_{12}(x) & -\mu_{13}(x) \\ -\mu_{21}(x) & \mu_{\delta 2}(x) + \sum_{i \neq 2}^{n} \mu_{i2}(x) & -\mu_{23}(x) \\ -\mu_{31}(x) & -\mu_{32}(x) & \mu_{\delta 3}(x) + \sum_{i \neq 3}^{n} \mu_{i3}(x) \end{bmatrix} \quad (1)$$

La notación indicada en la matriz $\mu(x)$ corresponde al caso de tres estados y permite obtener algunos detalles de la matriz. El subíndice del lado derecho es el estado de origen y el subíndice del lado izquierdo es el estado destino. Por ejemplo, $\mu_{23}(x)$ es el movimiento del estado 3 al estado 2 de las personas en edad x durante un intervalo dado.

Podemos tener en cuenta un supuesto más general, común en todas las tablas de vida, sin el cual los procesos demográficos no podrían ser representados: la probabilidad de que un individuo realice una transición depende solamente del estado en el que se encontraba al inicio de periodo de transición. Por ejemplo, el cambio de estado de un hombre de 55 años quien muere antes de los 60 años en las tablas de vida comunes, depende solamente de los efectos que tuvo a partir de los 55 años y los pertenecientes a su población.

Los modelos lineales multiestado permiten la estimación de estas matrices de transición multiestado, la siguiente descripción teórica sigue de cerca a Alho y Spencer (2005). Dada una población inicial, al comienzo del período inicial t, se utilizan las mismas unidades por edad y tiempo. Por ejemplo, las tasas vitales del año t, de los tres componentes demográficos: nacimientos, defunciones y migración neta, se refieren al tiempo $[t, t+1)$. La población es desagregada por sexo, $s=1$ para las mujeres y $s=2$ para los

hombres. La edad $x=0$ hace referencia a los individuos con edad exacta en el intervalo [0,1), edad $x=1$ hace referencia al intervalo [1,2), y así sucesivamente. La edad más alta posible está denotada por ω y se refiere al intervalo (ω, ∞). En este caso, por disponibilidad de la información se tomará $\omega=80$. Los nacimientos son atribuidos sólo a las mujeres. La menor edad para procrear se denotará como α y la edad más alta como β. Luego se tiene que $0 < \alpha < \beta < \omega$. En este caso particular, se define $\alpha=15$ y $\beta=49$. Los estados adicionales, en este caso departamentos colombianos, se denotan por $j=1,2,\ldots, J$.

Los tamaños de la población en el año t son denotados por un vector de la forma:

$$V(t)=(V(0,t)^T,\ldots, V(\omega,t)^T)^T \quad (2)$$

Hay tres diferentes interpretaciones que se le pueden dar al vector (2), dependiendo del contexto. Primero, supóngase que tenemos una población de mujeres en una región; en este caso $V(x,t)$ es un escalar que representa el número de mujeres en la edad x. Segundo, suponga una población conformada por hombres y mujeres; entonces, $V(x,t)=(V_1(x,t), V_2(x,t))^T$, donde $V_1(x,t)$ es el número de mujeres en edad x y $V_2(x,t)$ es el número de hombres en edad x. Tercero, suponga un sistema cerrado conformado por hombres y mujeres en las regiones $j=1,2,\ldots,J$. Podemos escribir $V(x,t)=(V_1(x,t), V_2(x,t))^T$, donde $V_1(x,t)=(V_{11}(x,t),\ldots,V_{1J}(x,t))^T$ y $V_{1J}(x,t)$ es el número de mujeres en edad x, en la región $j=1,2,\ldots,J$. Análogamente $V_2(x,t)= (V_{21}(x,t),\ldots,V_{2J}(x,t))^T$ corresponde a los hombres.

Aritméticamente, los componentes de la cohorte para los tres casos pueden ser escritos matricialmente como:

$$V(t+1)=R(t)V(t) \quad (3)$$

Una vez que la matriz $R(t)$ esté propiamente definida. El supuesto requerido en la ecuación (2) es que la población sea cerrada. Una extensión en la que se incluye la migración es la siguiente:

$$V(t+1)=R(t)V(t)+N(t) \quad (4)$$

Donde, $N(t)$ es el número de migrantes netos durante el año t, y se obtiene de manera similar a $V(t)$. Las ecuaciones (2) y (3) pueden ser llamadas modelos de crecimiento lineal.

Tal como se hace con las matrices de Leslie, la matriz $R(t)$ se determina suponiendo que tenemos una población de mujeres en un estado simple. En este caso tendríamos tasas de fecundidad por edad en la primera fila de $R(t)$ y probabilidades de sobrevivencia en un año, en la subdiagonal. En el caso general de dos sexos y J-estados se tiene la misma estructura, pero en la primera fila y la primera subdiagonal tiene una estructura de $2Jx2J$

bloques de tasas[3], correspondiente a la información desagregada por *J* estados y *2* sexos. Tal como se definió anteriormente, sea α el comienzo de la edad reproductiva, en este caso se definirá como 15 años, y β el final de la edad reproductiva, en este caso se definirá como 49 años. En el caso especial en el que la población se compone sólo de mujeres y un estado simple, la matriz de transición tiene la siguiente forma (Feeney, 1970):

$$R(t) = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & \cdots & 0 & R(0,\alpha,t) & \cdots & R(0,\beta,t) & 0 & \cdots & 0 \\ R(1,0,t) & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & R(2,1,t) & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & R(3,2,t) & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & R(\omega,\omega-1,t) & R(\omega,\omega,t) \end{bmatrix} \quad (5)$$

En general, para el caso de la población femenina se tiene que *R(o,x,t)* es el número esperado de niñas, nacidas durante el período *t* por mujeres en la edad *x*, que sobreviven el siguiente año. *R(x,x-1,t)* es la proporción de sobrevivientes de la edad *x-1* en el tiempo *t* a la edad *x* en el tiempo *t+1*; y *R(ω,ω,t)* es la proporción de sobrevivientes en la edad ω. Al incluir a los hombres se tiene que:

$$R(0,x,t) = \begin{bmatrix} R_1(0,x,t) & 0 \\ R_2(0,x,t) & 0 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Donde $R_1(o,x,t)$ es el bloque que contiene el número esperado de niñas, nacidas durante el periodo *t* por mujeres en la edad *x*, que sobreviven al comienzo del próximo año, y $R_2(o,x,t)$ es el bloque que contiene el número esperado de niños, nacidos durante *t* por mujeres en la edad *x*, que sobreviven al comienzo del próximo año.

Para los sobrevivientes se tiene:

$$R(x,x-1,t) = \begin{bmatrix} R_1(x,x-1,t) & 0 \\ 0 & R_2(x,x-1,t) \end{bmatrix} \quad (7)$$

Donde $R_1(x,x-1,t)$ es la proporción de mujeres que sobreviven de la edad *x-1* a *x* en el tiempo *t* y $R_2(x,x-1,t)$ es la proporción de hombres; $R_1(\omega,\omega,t)$ es definida similarmente.

En el caso multiregional, *R(o,x,t)* es una matriz de dimensión *2Jx2J* que contiene cuatro bloques como los de la ecuación (5). Cada bloque es una matriz *JxJ*. La matriz $R_1(o,x,t)$ tiene la forma:

$$R_1(0,x,t) = \begin{bmatrix} R_{111}(0,x,t) & R_{112}(0,x,t) \ldots & R_{11J}(0,x,t) \\ R_{121}(0,x,t) & R_{122}(0,x,t) \ldots & R_{12J}(0,x,t) \\ & \vdots & \\ R_{1J1}(0,x,t) & R_{1J2}(0,x,t) \ldots & R_{1JJ}(0,x,t) \end{bmatrix} \quad (8)$$

3 También existe una matriz de dimensión *2Jx2J* en la esquina inferior derecha de *R(t)* que corresponde a la supervivencia a la edad ω

Donde $R_{1ij}(o,x,t)$ representa el número esperado de niñas nacidas por mujer de edad *x*, en la región *j* durante el tiempo *t* y que están vivas en la región *i* al final del año.

Las matrices $R_2(o,x,t)=R_{2ij}(o,x,t)$, para los hombres se definen de manera similar. Los dos bloques restantes, son matrices *JxJ* de ceros. Para el caso de los sobrevivientes, matrices *2Jx2J* son definidas como en la ecuación (6), donde $R_1(x,x-1,t)$ es una matriz *JxJ* que tiene *(i,j)* elementos $R_{1ij}(x,x-1,t)$ definidos como la proporción de mujeres de edad *x-1* en la región *j* durante el tiempo *t* que sobreviven en la región *i* al final del año. La definición para hombres es similar.

Asumiendo que se tiene una estimación de la población inicial $\hat{V}(0)$ y se cuenta con proyecciones $\hat{R}(t)$ para *t=0,1,…,T-1*; entonces las proyecciones de componentes de cohortes de *V(t)* es:

$$\hat{V}(T) = \hat{R}(T-1) \ldots \hat{R}(0)\hat{V}(0) \quad (9)$$

Fuentes de información y tratamiento

Las fuentes de información utilizadas incluyen como acervo de población por edad y sexo a los conteos de población del Censo Nacional de Población y Vivienda más reciente, que corresponde al de 2005. Para las componentes demográficas se logró la construcción de la una serie anual desde 1921 hasta 2011 por edad y sexo por departamentos en Colombia, para las componentes demográficas del crecimiento natural: nacimientos y defunciones. Así como la información de los saldos migratorios netos y el acervo de población a partir los Censo Nacionales de Población y Vivienda de 1973, 1993 y 2005. Desafortunadamente la calidad de la información para todo este período es baja, aunque mejora a medida que pasan los años, hecho que se refleja incluso en la producción misma de la información básica demográfica, como se describe a continuación. Teniendo estas limitaciones en cuenta, se construyeron series de tiempo más largas para las componentes demográficas, con el fin de capturar las tendencias de largo plazo y poder hacer imputaciones en los casos de datos faltantes o corregir los movimientos erráticos de las series temporales. Tanto para las defunciones como para los nacimientos se construye la serie de tiempo anual desde 1921 hasta 2011 de manera que se puede establecer para cada uno de los departamentos el comportamiento de la serie temporal y se estima la tendencia de largo plazo en las dos series.

Defunciones y Nacimientos

La información de nacimientos y defunciones hacen parte desde 1998 del sistema de registros vitales, capturadas oficialmente por la oficina oficial de estadísticas nacionales-DANE. Las defunciones anuales desde 1970 han sido tomadas de la *Latin American Human Mortality Database* (Urdinola y Queiroz, 2013) que ha construido estas series anuales por grupos de edad quinquenal, sexo y departamento, a partir de las estadísticas de mortalidad oficiales del DANE, que es la entidad que oficialmente las recopila desde 1950. Para los años antes de 1970 la información ha sido recolectada de las publicaciones impresas oficiales de estadísticas anuales del DANE. Para antes de 1950 fue la Contraloría General de la Nación la entidad encargada de las estadísticas oficiales, y de sus boletines anuales se tomó la información de mortalidad, que fue digitalizada para completar la serie que llega hasta 1921.

En el caso de la mortalidad se utilizó como insumo la serie anual construida desde 1960 hasta 2011 por edad sexo y departamento, porque en esta serie sólo había algunos años faltantes para los departamentos de Caldas, Cesar y Magdalena que se completaron extrapolando la tendencia de la serie temporal. Vale la pena aclarar que no se hace ningún tipo de corrección por sub registro de la mortalidad porque las metodologías actualmente existentes para detectar y corregir este tipo de sub registro lo hacen apropiadamente para los niveles nacionales pero no para los subnacionales (Hill, 2003), proponer una metodología de corrección de subregistro subnacional correspondería a un trabajo adicional en sí mismo. Además, el subregistro de la mortalidad es probablemente diferencial a través de las regiones, siendo las regiones más apartadas, con menor densidad poblacional y menores niveles de desarrollo las de mayores niveles de subregistro y las mujeres sufren de mayor subregistro que los hombres (Urdinola et al, 2017).

Además, al igual que sucede en el total nacional, pueden haber diferenciales de subregistro también por grupos de edad. A nivel nacional está plenamente identificado que el subregistro es mayor para las edades extremas, las menores y las mayores, pero precisamente la falta de metodologías precisas a nivel subnacional no nos permiten identificar si este patrón se replica en todos los departamentos del país. De manera que aplicar una corrección total, tomada de alguna metodología nacional, no sería apropiado para generar una corrección año a año para las defunciones departamentales. Sin un estudio juicioso o una metodología sería que en efecto capture e identifique el nivel acertado de corrección de subregistro preferimos no hacer ningún tipo de corrección a nivel departamental.

En cuanto a la información de nacimientos el DANE ha recopilado intermitentemente estos datos por departamento. El sistema de estadísticas

vitales fue sólo creado en 1998 y desde entonces es realmente un sistema y la información se encuentra en formato electrónico, obtenido desde la página web del DANE. Similarmente, desde de la década de 1950 y hasta 1987 se recolectó la información publicada en medios físicos por las fuentes oficiales, como los anuarios y boletines estadísticos del DANE. Para los años que produjeron esta información, y antes de 1950 se encuentra en los boletines oficiales de la Contraloría General de la Nación. Los datos fueron digitalizados para su uso, análogo al caso de la mortalidad. Para los años entre 1987 y 1997 fue la Registraduría General de la Nación quien recolectó esta información. La serie se logró consolidar desde 1921 y hasta 2011.

Desafortunadamente para los datos de nacimientos hay algunos faltantes, para un puñado de departamentos en ciertos años particulares, y para el año 1976 se presenta un cambio de nivel importante en todos los departamentos. Para esos años/departamentos particulares se realizaron los siguientes cambios: la información faltante para el año 1924 fue imputada como el promedio de los nacimientos en cada departamento para los años inmediatamente anterior y posterior. A pesar de que se tiene información para los años 1968-1969 y para 1974-1976, ésta presenta problemas de nivel en la mayoría de departamentos, con un evidente subregistro para al menos cinco departamentos, con niveles muy por debajo a la mitad de nacimientos reportados en años circundantes. Este problema fue solucionado mediante la inclusión de esta información a partir de los reportes hechos por el DANE en los anuarios demográficos y series estadísticas. Es así como se logró, inicialmente, incluir y completar la información en el periodo 1968 hasta 1974. Desafortunadamente, el comportamiento de estas series anuales resultó bastante errática. Para solucionar este problema se hizo una interpolación lineal por departamento, que sigue el modelo de crecimiento exponencial, que utilizó como año inicial 1967 y el año final 1977 para suavizar estas fluctuaciones exageradas.

En el periodo 1975-1986 se presentan problemas de falta de información en algunos años y para otros solo se contaba con el conteo de nacimientos para el total nacional. La corrección a este problema fue establecer la distribución porcentual de cada departamento en los nacimientos ocurridos y registrados cada año, luego, se contrastó con un estudio del DANE el número total de nacimientos registrados a total país (DANE 1993) y se desglosaron por departamentos según la representación porcentual determinada previamente. Sin embargo, la tendencia histórica se veía afectada por comportamientos erráticos para estos años. Una vez más se suavizó este comportamiento haciendo una interpolación lineal teniendo como año inicial 1975 y año final 1988.

Análogo a lo que sucede con las defunciones no existen metodologías que corrijan el subregistro a nivel subnacional o estudios detallados previos al respecto, aunque sí existen para el nivel nacional. Las solas falencias aquí descritas en la información son una evidencia más de la baja calidad de esta información a nivel subnacional, aunque no sobra recordar al lector que el tratamiento aquí descrito a las cifras de nacimientos de los departamentos no son una corrección formal del subregistro a este nivel.

Migración

Para la información de migración neta, tal como lo presenta el DANE (2010), las fuentes para el análisis de este componente son escasas y el nivel de incertidumbre es muy alto con respecto a los niveles y estructuras. Hay que tener presente que esta componente demográfica se ve afectada, principalmente por aspectos socio-económicos y no tanto por los biológicos como las anteriores componentes. Influyen razones como la situación laboral, deseos de mejorar el nivel educativo, problemas de salud o problemas de orden público fuente de la migración forzada interna hacia otros departamentos. Todos estos aspectos hacen que la proyección de la migración sea aún más compleja y sus estimaciones menos acertadas, con mayor razón cuando la información necesita ser desglosada por departamentos, edad y sexo.

Esta es la única componente para la que fue imposible recolectar una serie anual histórica, en gran parte debido a que no se tiene información creíble para los departamentos de Colombia y porque la migración neta interna es mucho más difícil de capturar que la migración neta externa que cuenta con los registros de cruce de fronteras. Por esta razón se utilizó la información de migración interna recolectada en el Censo Nacional de Población y Vivienda de 2005 (DANE, 2010) y los censos de 1993 y 1973 (Martínez, 2002).

Se toma la información de las tablas de migración neta (origen-destino) que relacionan el departamento de residencia en el momento inicial, 5 años anteriores al Censo de 2005, con el departamento de residencia al momento del censo, a partir de ellas se calcularon los saldos netos migratorios por departamentos[4]. Esta información se complementó con la presentada por el estudio de Martínez (2002), quien utilizó la información de los censos nacionales de población y vivienda de 1973 y 1993 para generar información de migración interna a nivel departamental y municipal, el siguiente nivel de desagregación geográfica.

4 Las tablas están disponibles en el Anexo 1, alojado en <https://sites.google.com/view/anexos-urdinola-lara/home>para su consulta.

Resultados

Dado el alto nivel de subregistro que presentan los departamentos que conforman la Amazonía colombiana (Urdinola y Herrera, 2015; Pabón, 1993), se decidió agrupar a los departamentos de Amazonas, Guanía, Guaviare, Vaupés y Vichada en una sola entidad regional. Estos departamentos son los de menor densidad poblacional y además constituyen 0.45% del total de la población colombiana en el más reciente censo de población. Los demás departamentos también sufren de problemas de subregistro, pero que son de mucha menor envergadura por lo que se mantuvieron bajo los límites geográficos que tiene la división político administrativa de Colombia, que es estable en sus límites desde 1909 y cubre a los departamentos de: Antioquia, Arauca, Atlántico, Bogotá-Distrito Capital[5], Bolívar, Boyacá, Caldas, Caquetá, Casanare, Cauca, Cesar, Chocó, Córdoba, Cundinamarca, Guajira, Huila, Magdalena, Meta, Nariño, Norte Santander, Putumayo, Quindío, Risaralda, San Andrés y Providencia, Santander, Sucre, Tolima, Valle. De allí que se construya toda la información para 29 entidades regionales, es decir los 28 departamentos originales más la región de la Amazonía. Para este trabajo no se corrigieron los problemas de subregistro del censo de población ni de los componentes de población, a pesar del conocimiento que se tiene de su existencia. Esto se explica por dos razones, la primera es que el nivel de subregistro para cada departamento es diferencial entre ellos y en el tiempo. La calidad de las estadísticas vitales viene mejorando con la implementación del sistema de estadísticas vitales. Entonces, analizar y llegar a proponer una corrección específica para cada departamento en el tiempo hacen parte de un estudio detallado y riguroso que requiere de mayor trabajo del que podía abarcar esta investigación. Segundo, se quería probar la capacidad que tienen el modelo regional multiestado aquí propuesto, de ayudar a corregir estos problemas simplemente por el hecho de incorporar la información regional que, en últimas, lo que hace es adicionar a las componentes demográficas los patrones subnacionales a través de los 29 departamentos aquí analizados.

5 Si bien Bogotá no es un departamento, constituye una entidad geográfica especial en Colombia y su importancia demográfica se refleja en que cuenta con las menores tasas de mortalidad y fecundidad en el país, aunque su crecimiento se debe prácticamente a la migración neta, al ser el principal polo de atracción de migrantes en el país.

Matriz de Leslie Multiestado

La construcción de matrices de Leslie por sexo en cada uno de los departamentos contiene información, en la primera fila, el número esperado de niños nacidos durante el periodo *t* por mujer en la edad *x* que sobreviven al siguiente año. Los elementos por debajo de la diagonal de esta matriz, representan la proporción de sobrevivientes de edad *x-1* a *x* durante el periodo *t*, que se obtienen a partir de tablas de vida para cada departamento, por edad y sexo, construidas a partir de la información de mortalidad presentada anteriormente. La información de los sobrevivientes en cada departamento por edades quinquenales y sexo en el año base (2005) fue obtenida a partir de la construcción de las tablas de vida, mediante el paquete *demogR* (Jones, 2007), implementado en el software de libre distribución R. Vale la pena resaltar que en este caso particular, las matrices de Leslie representan matrices de transición para las cuales los grupos de edades representan estados de transición de los individuos.

Luego de construir cada una de las 29 matrices de Leslie con la información de fecundidad y sobrevivencia, se unificaron en una sola matriz la información para cada sexo y grupos quinquenales de edad. En las matrices multiestado se tiene contemplado, teóricamente, establecer las transiciones de los individuos entre los diferentes estados, ahora departamentos, en términos del número esperado de niños nacidos y la proporción de sobrevivientes durante el periodo *t*. Calcular este tipo de transiciones implicaría tener conocimiento detallado sobre las características específicas de la población en términos del lugar de nacimiento en un periodo *t*, cantidad de personas nacidas en un departamento que migraron a otro en el mismo periodo *t*, según edad de la madre y el sexo. Adicionalmente, se debe tener conocimiento de la proporción de sobrevivientes de edad *x-1* a *x* durante el periodo *t* que residían en un departamento específico y que migraron, durante ese año, a otros departamentos.

Debido a que la información para el período de análisis no se tiene a ese nivel de detalle, se asumió que la transición de individuos entre los diferentes departamentos es baja. Por ejemplo, que el número esperado de niños nacidos en el departamento de Antioquia para las mujeres con edad 15 años a comienzos del año 2005 y que migraron hacia el departamento de Cundinamarca durante el este mismo año es cercana a cero. Caso similar se presenta para la proporción de sobrevivientes, basados en la experiencia de migración por edad y sexo descrita por los patrones de migración construidos a partir de la información censal y descrita en la sección anterior.

Las matrices de Leslie en cada departamento tienen una dimensión *2k*x*2k* siendo *k*=0,5,10,…80, los 17 grupos de edades quinquenales. A partir

de éstas y teniendo en cuenta la estructura presentada en la ecuación (5), se procedió a construir la matriz de Leslie multiestado, cuya dimensión es de 986x986, que corresponde a los 17 grupos de edad, los dos géneros y los 28 departamentos más el grupo Amazonía.

Con esta matriz de Leslie multiestado y la población acervo, o de base, correspondiente al año 2005 se pueden estimar las proyecciones haciendo multiplicación de matrices. En esta técnica, para cada sexo, grupo de edad y departamento, los supuestos de evolución de la mortalidad, la fecundidad y las migraciones internas se expresan mediante tasas o probabilidades a partir de la forma de una matriz generalizada de Leslie (1945) y en este caso se aplicó para proyecciones quinquenales desde 2005 hasta el año 2050.

Las Tablas 2 y 3 muestran la población colombiana de base, correspondiente al año 2005, y las proyecciones para el periodo 2010-2050, junto con las tasas de crecimiento proporcional de la población. Asimismo, para el país y para la mayoría de departamentos, como se presenta a continuación, el proceso de envejecimiento comienza a manifestarse a partir de la década de 2040, cuando la población de mayores de 60 años comienza a cobrar mayor importancia, como lo reflejan las pirámides de población presentadas en el Gráfico 1.

Tabla 2
Colombia, 2010-2050: Proyecciones de Población

Sexo	2005	2010	2015	2020	2025
Mujeres	21.132.262	22.609.295	24.253.140	25.952.281	27.648.035
Hombres	20.336.122	21.744.819	23.282.325	24.874.247	26.459.579
Total	41.468.384	44.354.114	47.535.465	50.826.528	54.107.614
Sexo	**2030**	**2035**	**2040**	**2045**	**2050**
Mujeres	29.283.072	30.777.146	32.153.789	33.444.736	34.707.607
Hombres	27.977.688	29.370.126	30.670.157	31.920.571	33.164.388
Total	57.260.760	60.147.272	62.823.946	65.365.307	67.871.995

Fuente: Cálculos propios

Tabla 3

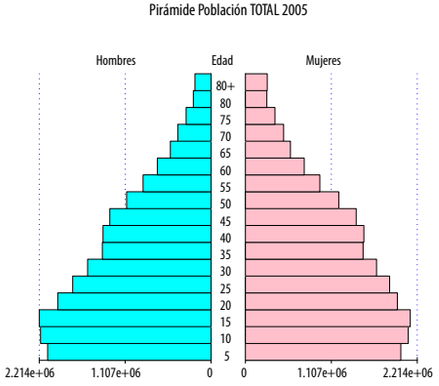
Colombia, 2010-2050: Cambio proporcional en la población proyectada

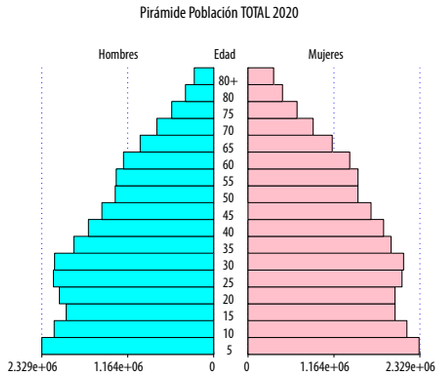
Periodo	Cambio porcentual
2005 - 2010	7.0
2010 - 2015	7.2
2015 - 2020	6.9
2020 - 2025	6.5
2025 - 2030	5.8
2030 - 2035	5.0
2035 -2040	4.5
2040 - 2045	4.0
2045 - 2050	3.8

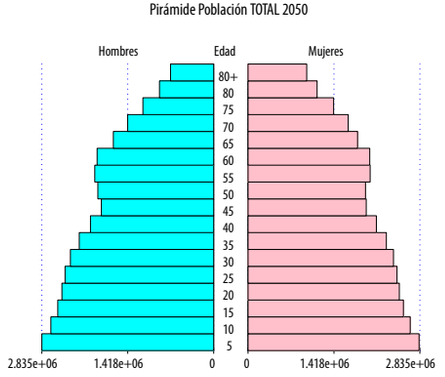
Fuente: Cálculos propios

Gráfico 1

Colombia, 2005 (observado), 2020 y 2050 (estimado): Pirámides de población







Fuente: Cálculos propios

La Tabla 4 presenta las diferencias entre esta metodología y la de componentes que sigue la oficina de estadísticas de Colombia-DANE, donde se observan diferencias de cerca de 2,5% hacia abajo entre el DANE y las proyecciones del modelo aquí propuesto (MRM) para 2010, que luego se reversan a partir de 2020. Tanto para hombres como para mujeres las proyecciones aquí presentadas producen una estimación de mayor población en ambos casos, que llega a superar a las del DANE en casi medio millón más de habitantes (cerca de 300.000 hombres y 200.000 mujeres de más). En ambos casos, proyecciones DANE y MRM, la velocidad de crecimiento de la población es similar, el crecimiento más rápido se presenta entre 2005 y 2015 y a partir de este año se presenta una desaceleración.

Tabla 4

Colombia, 2010-2020: Contraste entre las proyecciones del modelo regional multiestado (MRM) y las proyecciones oficiales del DANE

	Total Nacional DANE		Total Nacional MRM	
Periodo	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
2010	23.042.445	22.465.760	22.609.295	21.744.819
2015	24.403.311	23.799.306	24.253.140	23.282.325
2020	25.773.706	25.138.723	25.952.281	24.874.247

Fuente: Cálculos propios

Este mismo contraste se hizo para las proyecciones departamentales, como los sintetiza la Tabla 5, que presenta las proyecciones para este período de mayor crecimiento poblacional: 2010-2020, pero al observar las composiciones poblacionales se ven diferencias a través de los departamentos. Algunos son mucho más jóvenes que otros y por ende, el aumento de la población de adultos mayores está rezagada a la del total nacional. Por ejemplo, departamento como Nariño, Arauca y Putumayo son de mayor proporción de jóvenes, mientras que Antioquia y los departamentos del llamado eje cafetero (Risaralda, Quindío y Caldas) se envejecen a un ritmo más acelerado.

Además, las comparaciones de metodologías muestran que los departamentos con más de 1 millón de habitantes, la diferencia porcentual promedio entre la información obtenida con el método MRM y el método de componentes del DANE es cercana, a 2,92%[6]. Mientras que en departamentos como menos de 1 millón de habitantes, como: Arauca, Putumayo y Caquetá las diferencias se hacen muy notorias. Parte de la explicación de esta diferencia que arroja el modelo MRM es la diferencia en las tendencias de las estadísticas vitales. Los departamentos con menos de un millón de habitantes corresponden a las zonas más despobladas, con menor densidad de población y peores condiciones de vida, como los llamados Llanos Orientales, la Amazonía, Chocó, La Guajira y el sur occidente del país (Putumayo y Nariño). Estos departamentos tienen peores condiciones de mortalidad, la proporción de sobrevivientes disminuye considerablemente entre los 20 a 40 años, y la natalidad promedio es superior al resto del país. Esta tendencia se puede observar en el Gráfico 3.

6 Variaciones promedio positivas

Tabla 5

Colombia, 2010-2020: Contraste entre las proyecciones departamentales del modelo regional multiestado (MRM) y las proyecciones oficiales del DANE

Departamentos	DANE 2010		MRM 2010		DANE 2015		MRM 2015	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Nacional	23.042.445	22.465.760	22.609.295	21.744.819	24.403.311	23.799.306	24.253.140	23.282.325
Antioquia	3.102.390	2.963.456	3.135.598	2.936.051	3.301.418	3.154.789	3.329.299	3.115.278
Arauca	122.624	124.917	75.637	77.519	130.426	131.889	82.637	83.070
Atlántico	1.172.778	1.141.669	1.178.937	1.117.826	1.245.115	1.215.886	1.265.284	1.201.556
Bogotá	3.815.069	3.548.713	3.850.500	3.540.100	4.068.770	3.810.013	4.065.380	3.752.004
Bolívar	990.049	989.732	971.923	970.867	1.048.291	1.048.795	1.059.608	1.055.691
Boyacá	633.924	633.673	613.896	612.561	636.804	639.563	655.873	652.013
Caldas	499.335	479.027	463.262	440.637	504.633	483.370	487.866	460.966
Caquetá	221.902	225.821	171.915	174.529	238.032	239.587	191.042	190.999
Casanare	159.870	165.726	154.004	160.818	175.610	180.828	170.541	176.157
Cauca	650.723	668.260	615.314	614.456	680.534	698.536	667.007	662.738
Cesar	483.846	482.574	471.520	468.241	515.111	513.769	520.758	513.476
Chocó	239.061	237.112	200.805	199.590	249.845	250.231	227.642	225.911
Córdoba	788.356	794.362	786.025	795.383	852.621	856.982	866.146	872.785
Cundinamarca	1.240.511	1.236.525	1.220.914	1.216.715	1.343.825	1.336.216	1.312.014	1.302.160
Grupo Amazonía	154.468	164.388	98.026	102.874	168.111	176.313	111.579	115.208
Guajira	413.454	405.241	408.765	397.179	483.621	474.193	464.129	451.055
Huila	539.354	543.846	534.904	535.028	575.317	579.487	581.689	579.076
Magdalena	595.059	606.327	588.028	599.036	623.070	636.597	648.875	657.579
Meta	433.434	437.442	399.858	398.599	480.657	480.635	434.689	428.592
Norte Santander	654.035	643.807	650.874	634.568	683.777	671.946	701.873	680.343
Nariño	817.173	822.396	806.234	795.794	868.805	875.470	874.764	862.912
Putumayo	160.281	165.812	121.846	123.303	170.510	174.694	136.721	136.536
Quindío	279.896	269.728	278.525	264.424	287.762	277.504	293.744	277.971
Risaralda	474.221	450.884	466.567	439.421	488.507	463.438	491.212	459.959
San Andrés	36.847	36.473	31.894	30.783	38.401	38.041	33.978	32.759
Santander	1.017.461	992.943	1.003.823	968.391	1.042.357	1.018.738	1.063.488	1.023.296
Sucre	399.801	410.849	399.875	410.042	419.986	431.540	436.516	445.586
Tolima	690.215	697.426	669.437	659.009	703.229	705.045	714.773	699.521
Valle	2.256.308	2.126.631	2.240.389	2.061.075	2.378.166	2.235.211	2.364.013	2.167.128

Fuente: Cálculos propios

Tabla 5

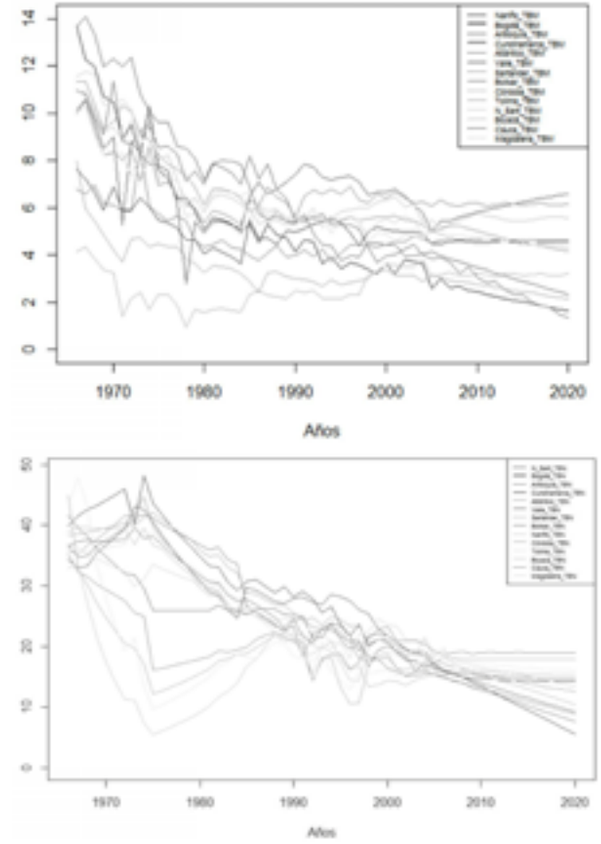
Colombia, 2010-2020: Contraste entre las proyecciones departamentales del modelo regional multiestado (MRM) y las proyecciones oficiales del DANE (conclusión)

Departamentos	DANE 2020		MRM 2020	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Nacional	25.773.706	25.138.723	25.952.281	24.874.247
Antioquia	3.498.492	3.346.565	3.520.128	3.291.689
Arauca	137.620	138.194	90.417	89.400
Atlántico	1.314.636	1.286.480	1.351.069	1.284.459
Bogotá	4.316.132	4.064.669	4.263.270	3.946.674
Bolívar	1.109.529	1.109.932	1.153.109	1.146.194
Boyacá	640.777	646.219	702.387	696.054
Caldas	510.053	487.837	512.904	481.972
Caquetá	254.754	253.780	212.510	209.706
Casanare	191.691	196.131	188.631	192.782
Cauca	709.194	727.947	722.404	714.928
Cesar	545.727	544.056	575.244	563.593
Chocó	261.531	263.997	259.676	257.295
Córdoba	918.431	920.143	954.137	957.936
Cundinamarca	1.449.208	1.437.797	1.407.035	1.391.775
Grupo Amazonía	182.564	189.046	127.008	129.172
Guajira	552.240	541.493	524.614	509.970
Huila	610.735	614.525	633.672	628.198
Magdalena	655.558	670.783	717.055	723.216
Meta	529.030	524.841	471.326	459.972
Norte Santander	713.865	700.167	755.731	728.578
Nariño	922.195	929.463	946.441	933.665
Putumayo	183.221	186.111	153.125	151.216
Quindío	295.965	285.569	309.041	291.604
Risaralda	502.069	476.113	515.264	480.145
San Andrés	40.046	39.647	36.143	34.759
Santander	1.066.992	1.043.616	1.124.278	1.079.111
Sucre	441.651	453.083	477.473	485.283
Tolima	715.692	711.731	764.600	744.340
Valle	2.504.108	2.348.788	2.483.589	2.270.561

Fuente: Cálculos propios

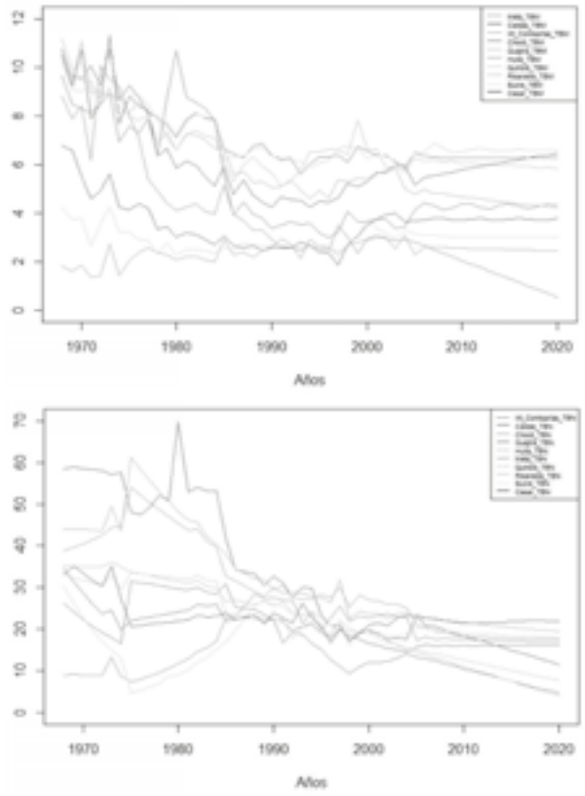
Gráfico 2

Colombia, 1968-2020: Tasas Brutas de Mortalidad y Natalidad departamentales y sus proyecciones (Departamentos de más de un millón de habitantes)



Fuente: Cálculos propios

Gráfico 3
Colombia, 1968-2020: Tasas Brutas de Mortalidad
y Natalidad departamentales y sus proyecciones
(Departamentos de menos de un millón de habitantes)



Fuente: Cálculos propios

Las proyecciones para cada departamento por edad y sexo se encuentran disponibles en <https://sites.google.com/view/anexos-urdinola-lara/home>, para la consulta de los lectores. Contar con esta herramienta permite hacer diferentes tipos de análisis que necesiten la distribución etaria de la población, desde la planeación fiscal de los departamentos hasta la cobertura de necesidades que requiera una población objetivo como los esquemas de vacunación, la oferta de educación pública y privada, entre otras. No sobra recordar al lector que el tratamiento dado a las cifras que alimentan esta proyección no tienen una corrección por subregistro, se

eliminó la volatilidad de los nacimientos con la tendencia temporal para cada departamento y se imputaron tres valores en las defunciones que no tenían información.

Las proyecciones del modelo MRM no distan mucho de las oficiales del DANE que sí contemplan estos problemas, no quiere esto decir que se deba obviar el subregistro en las estadísticas vitales ni en los censos de población, sino por el contrario que la lectura de las proyecciones que resultan de este ejercicio deberían leerse como una cota inferior. Una vez se cuente con una corrección de subregisto a las estadísticas vitales y/o al conteo del censo de población, o se actualicen las condiciones de los patrones demográficos, como por ejemplo se refine la información de migración interna, ajustar este modelo será una tarea simple, pues solo requerirá de actualizar la información insumo con la corrección propuestas, dado que la programación para ejecutar la proyección se encuentra ya hecha.

Una de las ventajas que tienen estos modelos de proyección que se basan en las matrices de transición es que su ejecución no requiere de grandes conocimientos en programación o técnicos para elaborar. Al corresponder a una multiplicación de matrices, la mayoría de los técnicos en oficinas oficiales de estadísticas lo pueden implementar e incluso paquetes de libre distribución, como R, cuentan con librerías que corren estas multiplicaciones de matrices de Leslie. Como se explicó en secciones anteriores es mucho más engorroso, para países no desarrollados, recolectar la información que se requiere como insumo y conformar las matrices multirregionales que llevar a cabo la aplicación.

Conclusiones

La metodología propuesta del modelo regional multiestado no requiere de hacer mayores inversiones para su producción. Paquetes estadísticos de software de libre distribución pueden ejecutarlo, pues sólo se requiere de una multiplicación de matrices. Es esta simpleza del modelo lo que llama la atención de esta metodología. No obstante, requiere de insumos en las componentes demográficas que estén desagregados por edad y sexo para las entidades regionales que en el caso estudiado, el colombiano, corresponden a departamentos.

Es importante tener en cuenta que Colombia, y la mayoría de países latinoamericanos, sufren de deficiencias en la información demográfica a nivel nacional y subnacional. En el caso subnacional es más evidente: mayor cantidad de años faltantes, nacimientos sin edad de la madre, ausencia de información de migración interna, tal como lo reveló el caso

Colombiano. Una manera de sobreponer estas limitaciones de información fue la propuesta en este documento, que consiste en la elaboración de series de tiempo para las entidades subnacionales, que permita observar el comportamiento de largo plazo de las componentes a las que se les puede hacer este estudio, éstas son las series de defunciones y nacimientos, y a partir de este comportamiento completar la información faltante. Para la información de migración interna la tarea es algo más compleja, sería ideal contar con series anuales de migración por edad, sexo y zonas receptoras/expulsoras en todos los casos, preferiblemente identificando migración interna y externa. Quizás países con mayor tradición migratoria en la región como El Salvador o México cuentan con dicha información, pero para países como Colombia la mejor solución, dada la información existente, consistió en tomar los registros de los flujos migratorios netos recolectados en los censos nacionales de población. Allí se pudo establecer una baja influencia en los nacimientos de parte de migrantes en los lugares receptores. Esta misma información está disponible para todos los demás países de la región, que si bien no es la ideal, permite hacer las estimaciones de un modelo como el aquí propuesto.

Los resultados de la proyección MRM demostraron, además de las bondades para su estimación, que el modelo se asemeja bastante al oficial producido por el DANE. Para 2050 se espera que la población colombiana alcance los 68 millones de habitantes, asumiendo que las condiciones demográficas se mantienen a las observadas, siendo Bogotá el departamento más poblado con algo más de 9 millones de habitantes y el menos poblado San Andrés, con 87 mil habitantes.

Si bien en la etapa de mayor crecimiento poblacional, hasta 2020, el modelo MRM presenta estimaciones por debajo de las del DANE en un promedio departamental de -3.8%, para los siguientes años muestra un comportamiento superior en hasta 2.0%. En parte, esto se puede explicar por la ausencia de corrección de subregistro de las vitales y del censo de población. Sin embargo, no hacer esta corrección también permitió observar que el añadir esta transición regional, añade información que de alguna manera ayuda a corregir estas falencias propias de la información, por la proximidad en los resultados a los oficiales del DANE. Así mismo, se pudo observar una convergencia en patrones entre los departamentos de más o de menos de un millón de habitantes, tanto en sus componentes demográficos, como en la producción final de las proyecciones. Las diferencias con los resultados de las proyecciones oficiales así también lo reflejan.

Finalmente, y como otra propuesta de trabajo adicional sería interesante no sólo incorporar en una versión futura la corrección de subregistro, sino que también se puede hacer el cálculo de las probabilidades de transición en los diferentes departamentos. Con esta implementación se podría garantizar más detalladamente los flujos de las variables demográficas al total Colombia y para cada departamento e incluso se podrían aplicar técnicas de proyección similares a la aquí propuesta, pero que permitan la estimación de la incertidumbre en la proyección final.

Referencias

Alho, J., Spencer, B. (2005), *Statistical Demography and Forecasting*, New York City: Springer

Anderson, M. W., Tuljapurkar, S., y Lee, R. D. (2001), "Chances are... stochastic forecasts of the social security trust fund and attempts to save it", en *Stochastic Forecasts of the Social Security Trust Fund and Attempts to Save It (May 1, 2001),* Michigan: *Michigan Retirement Research Center Research Paper No. WP*, *8*.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística-DANE (1993), *Las estadísticas Sociales en Colombia*, Bogotá: DANE.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística-DANE (2010), *Estudios postcensales 7: Proyecciones nacionales y departamentales de población 2005-2020*, Bogotá: DANE.

Feeney, G. (1970), "Stable age by region distributions", en *Demography*, Vol.7, Nº 3, p. 341-348.

Hill, K. (2003), "Métodos para estimar la mortalidad adulta en los países en desarrollo: una revisión comparativa", en *Notas de Población*, Santiago de Chile, Nº 76, p. 81-111.

Instituto Nacional de Estadísticas Chile-INE (2005). *Chile hacia el 2050*. Santiago de Chile: INE.

Jiménez, M., et al. (2007), "La reducción de la mortalidad infantil en América Latina y el Caribe: avance dispar que requiere respuestas variadas", en *Desafíos*, Santiago de Chile, Nº 6, p.1-12.

Jones, J. H. (2007), "demogR: A Package for the Construction and Analysis of Age-structured Demographic Models in R", en *Journal of Statistical Software*, Austria, Vol.22, Nº 1, p.1-28.

Keyfitz, N. y Caswell, H. (2005), *Applied mathematical demography*. New York City: Springer.

Lee, R. D. y Tuljapurkar, S. (1994), "Stochastic population forecasts for the United States: Beyond high, medium, and low", en *Journal of the American Statistical Association*, United States, Vol. 89, Nº 428, p. 1175-1189.

Leslie, P. H. (1945), "On the use of matrices in certain population mathematics", en *Biometrika*, United Kingdom, Vol. 33, Nº 3, p.183-212.

Martínez Gómez, C. L. (2002), *Las migraciones internas en Colombia. Análisis territorial y demográfico según los censos de 1973 y 1993*. Universidad de Barcelona

Okita, Y., Pfau, W. D., y Long, G. T. (2009), "A stochastic forecast model for Japan's population", en *grips Policy Information Center,* Japan, Discussion Papers.

Pabón, A. (1993), *La Mortalidad en Colombia, 1953-1991*. Bogotá: Instituto Nacional de Salud.

Palloni, A., Pinto, G., y Beltrán-Sánchez, H. (2015), "Two Centuries of Mortality Decline in Latin America: From Hunger to Longevity", en <https://pdfs.semanticscholar.org/6e82/6e67df57f986c424f13de42e7ec957620bba.pdf>, acceso junio de 2013.

Rogers, A. (1975), *Introduction to multiregional mathematical demography*. New York City: John Wiley & Sons.

Rogers, A. (1986), "Parameterized multistate population dynamics and projections", en *Journal of the American Statistical Association*, United States, Vol. 81, Nº 393, p. 48-61.

Swanson, D. A., y Tayman, J. (2012). *Subnational Population Estimates*. London-New York: Springer.

Tovar, J. A., y Urdinola, B. P. (2014), "Inequality in National inter-generational Transfers: evidence from Colombia", en *International Advances in Economic Research*, Atlanta, Vol. 20, Nº 2, p.167-187.

Tuljapurkar, S. (2006), "Population Forecasts, Fiscal Policy, and Risk", en *The Levy Economics Institute of Bard College*, California, Working Paper No 471.

Urdinola, B. P. (2011), "Determinantes socio-económicos de la mortalidad infantil en Colombia, 1993", en *Revista Colombiana de Estadística*, Colombia, Vol. 34, Nº 1, p.39-72.

Urdinola, B. P. y Herrera, R. (2015), "Caracterización de la Mortalidad Materna en Colombia y su Estimación Indirecta", en *Aplicaciones en Demografía*, Bogotá: Editorial Universidad Nacional de Colombia

Urdinola, B. P. y Ospino, C. (2015), "Long-Term Consequences of Adolescent Fertility. The Colombian Case", en *Demographic Research*, Vol. 32, p. 1487-1518.

Urdinola, B. P. y Queiroz, B. L. (2013), "Latin American Human Mortality Database", en <www.lamortalidad.org>, acceso Julio de 2013

Urdinola, B. P., Torres Avilés, F. y Velasco, J.A. (2017), "The Homicide Atlas in Colombia: Contagion and Under-Registration for Small Areas", en *Cuadernos de Geografía: Revista Colombiana de Geografía*, Colombia, Vol. 26, Nº 1, p. 101-118.

Wachter, K. (2014), *Essential Demographic Methods*, Cambridge: Harvard University Press.

Whelpton, P. K. (1928), "Population of the United States, 1925 to 1975", en *American Journal of Sociology*, Chicago, Vol. 34, Nº 2, p. 253-270.

Whelpton, P. K. (1936), "An empirical method of calculating future population", en *Journal of the American Statistical Association*, United States, Vol. 31, Nº 195, p. 457-473.

Whelpton, P. K., Elridge H.T. y Siegel J.S. (1947), *Forecasts of the population of the United States 1945-1975*. Washington D.C.: U.S.A Census Bureau

Wiśniowski, R., et al. (2015), "Bayesian population forecasting: Extending the lee-carter method", en *Demography*, New York City, Vol. 52, Nº 3, p. 1035-1059.

Las tendencias demográficas a nivel subnacional en Uruguay: ¿convergencia o divergencia?

Sub-national demographic trends in Uruguay. Convergence or divergence?

Amand Blanes[1]
Martín Koolhaas[2]
Mathias Nathan[3]
Ignacio Pardo[4]

1 Centro de Estudios Demográficos, Universidad Autónoma de Barcelona, <ablanes@ced.uab.es>

2 Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, <martin.koolhaas@cienciassociales.edu.uy>

3 Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, <mathias.nathan@cienciasociales.edu.uy>

4 Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, <ignacio.pardo@cienciassociales.edu.uy>

Resumen

El artículo analiza los diferenciales de fecundidad, mortalidad y migración interna entre las diecinueve unidades administrativas mayores (departamentos) del Uruguay, en el período 1996-2015. Para ello se estiman indicadores de nivel y calendario de cada componente demográfico, empleando las estadísticas vitales, los censos nacionales de población, y las estimaciones y proyecciones oficiales de población. Al mismo tiempo, se describen algunos de los supuestos sobre los que descansan las proyecciones de población oficiales y se subraya la necesidad de revisarlos periódicamente a la luz de la evolución de las tendencias demográficas a nivel subnacional. Los resultados obtenidos sugieren que en términos comparativos la población uruguaya no registra un gran nivel de heterogeneidad departamental, aunque ciertos componentes de la dinámica demográfica tienden a ser más heterogéneos (fecundidad) desde el punto de vista territorial que otros (mortalidad).

Palabras clave: Fecundidad. Mortalidad. Migración interna. Uruguay.

Abstract

The article analyzes fertility, mortality and internal migration differentials among the nineteen largest administrative units of Uruguay ("departamentos"), from 1996 to 2015. We use several indicators to measure the level and timing of each demographic component. Data sources are vital statistics, national population censuses and official population estimates and projections. We also describe some of the assumptions on which population projections were based and stress the need to review these assumptions periodically, as new data on the evolution of demographic trends at the subnational level becomes available. Our results suggest that the Uruguayan population does not show a high level of departmental heterogeneity, although some components of demographic dynamics tend to be more heterogeneous (fertility) from the territorial point of view than others (mortality).

Key words: Fertilty. Mortality. Internal migration. Uruguay.

Introducción

El presente artículo procura contribuir a la literatura sobre la convergencia o divergencia de las tendencias demográficas a nivel subnacional en Latinoamérica, mediante el estudio del nivel de heterogeneidad territorial de los tres componentes de la dinámica demográfica (fecundidad, mortalidad y migraciones), en las diecinueve divisiones administrativas mayores de Uruguay. Con este propósito, se estiman indicadores demográficos de nivel y estructura por sexo y edad a nivel departamental para el período 1996-2015, utilizando como insumo de información los registros de defunciones y nacimientos, más los resultados de los últimos dos censos (1996 y 2011), y las estimaciones y proyecciones de población realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

El artículo se estructura como sigue. Luego de esta breve introducción, se presenta un resumen de las tendencias demográficas observadas a nivel nacional durante el período de análisis. En la tercera sección se describen los datos y métodos empleados y en la cuarta se presentan los resultados obtenidos, comenzando por la fecundidad, siguiendo por la mortalidad y culminando con la migración interna. La última sección está dedicada a la presentación de las principales conclusiones de la investigación.

La historia demográfica del Uruguay y las tendencias a nivel nacional desde 1996

La peculiaridad de la historia demográfica del Uruguay puede resumirse en tres atributos de largo plazo: a) una transición demográfica temprana y paulatina, b) una fuerte impronta urbana con un alto predominio de su ciudad capital y c) una baja densidad demográfica. Estos dos últimos son notorios desde el propio comienzo de su vida independiente (Pellegrino, 2010; Calvo y Pardo, 2013).

La trayectoria uruguaya es atípica en el contexto demográfico de la región. Mientras en casi todos los países latinoamericanos el comienzo de la transición demográfica es posterior a 1930, en Uruguay puede ubicarse a finales del siglo XIX, cuando la mortalidad comenzó a descender. Por citar un indicador significativo, al comenzar el siglo XX Uruguay ya exhibía valores de mortalidad infantil excepcionalmente bajos (cercanos a 100 por mil), que continuarían descendiendo durante el siglo, aunque alternando con momentos de estancamiento (Birn, Cabella y Pollero, 2010).

Al día de hoy, ya comienzan a observarse valores postransicionales: la tasa anual de crecimiento poblacional es de apenas 4 por mil y se estima

que se situará por debajo del 2 por mil a partir de 2033. Así, si se cumplen los supuestos implícitos en las proyecciones de población realizadas por el Instituto Nacional de Estadística, la población de Uruguay dejaría de crecer en 2046, profundizando el envejecimiento actual de la estructura por edades (INE, 2014)[5]. Se prevé que la población de 65 y más años represente el 22,3% del total a mediados de este siglo, casi nueve puntos porcentuales más que en 2011, año de realización del último censo nacional de población.

> Visto en perspectiva, uno de los aspectos más interesantes del caso uruguayo es que el explosivo crecimiento poblacional impulsado por el crecimiento natural, característico de la mayoría de los países de la región, nunca haya tenido lugar. En cambio, el componente migratorio tuvo una importancia central, sobre todo entre fines del siglo XIX y la primera mitad del siglo XX. En 1860, el 33,5% de la población (y el 47,7% de los residentes de Montevideo) habían nacido en el extranjero (Pellegrino, 2010: 34).

Durante el siglo XX, mientras se avanzaba en la transición demográfica, los patrones migratorios cambiaron. En la segunda mitad del siglo XX, hubo cambio de signo en el saldo migratorio neto: Uruguay se transformó en un país de emigración, por motivos económicos (fundamentalmente en los 60 y en la crisis de 1998-2004) y políticos (asociados a la dictadura cívico militar de 1973-1984). En la actualidad, el saldo migratorio se ha mantenido positivo en los últimos años (Bengochea, 2014) aunque la intensidad de la inmigración es muy leve.

El período de 1996 a la actualidad refleja fenómenos típicos de la etapa final de la transición demográfica. El escenario puede describirse con los indicadores tradicionales: la Tasa Bruta de Natalidad ha descendido hasta valores cada vez más cercanos a los de la Tasa Bruta de Mortalidad. Pero hay indicadores más elocuentes de esta etapa: estabilización de la fecundidad bajo el nivel de reemplazo, mortalidad infantil menor a 10 por mil, aumento de la esperanza de vida al nacer hasta superar los 76 años, comienzo de la postergación de la edad al primer hijo y el fin de la migración campo-ciudad por escasez de población rural (Calvo y Pardo, 2013).

Más específicamente, y entrando en la descripción de los componentes de la dinámica demográfica desde 1996, la Tasa Global de Fecundidad (TGF) cayó de 2,5 a 1,9 hijos por mujer entre 1996 y 2011. La llegada a niveles de fecundidad bajo el remplazo, contemporánea de fuertes cambios en los patrones de nupcialidad, estuvo impulsada por el descenso en la fecundidad de los nacimientos de orden 3 y superiores (Nathan, Pardo y Cabella, 2016). Este proceso de limitación del tamaño de la descendencia, a menudo referido como *stopping*, es un conocido mecanismo de descenso de la TGF. Los últimos años sugieren la llegada a un equilibrio postransicional, con la estabilización de la TGF en niveles menores pero cercanos a 2 hijos por mujer (INE, 2014; Nathan, Pardo y Cabella, 2016).

La fecundidad actual de la población uruguaya presenta otros rasgos de interés. Uno de ellos, la persistencia de altas tasas de fecundidad adolescente (oscilando en la última década en torno a 60 por mil), mientras el calendario de inicio de la maternidad se vuelve crecientemente heterogéneo, motivando una discusión en torno al término que mejor describe la forma de dicha heterogeneidad: ¿bipolaridad?, ¿polarización? (Cabella, Pardo y Velázquez, 2016; Nathan, 2015a; Cabella y Pardo, 2016). El fenómeno es resultado de dos procesos, habituales en los países de la región: a) la maternidad adolescente, concentrada en las mujeres de estratos más bajos, se mantiene alta; mientras tanto b) las mujeres de sectores medios y altos comienzan a posponer la entrada en la maternidad, al influjo de su mayor permanencia en el sistema educativo y su mayor participación en el mercado de trabajo. Esta última tendencia es lo suficientemente fuerte como para que la edad media a la maternidad (EMM) de orden 1 y orden 2 aumentaran alrededor de un año entre 1996 y 2011 (Nathan, Pardo y Cabella 2016), evidenciando que Uruguay ha iniciado la transición —aunque lenta— hacia un régimen de fecundidad tardía (Nathan, 2015b).

Más allá de estas heterogeneidades en el calendario, la tendencia al descenso en la cantidad de hijos fue generalizada desde 1996 a la fecha. Por cierto, dadas las diferencias en el punto de partida, la tendencia a la convergencia no ha eliminado las persistentes diferencias en la cantidad de hijos, que se vinculan a la estratificación socio-económica, pero también se reflejan en la dimensión territorial. En el centro y norte del país, y especialmente en el noroeste, la fecundidad es más elevada que en la capital y sus departamentos vecinos, situados al sur del país, si se observa en términos de la paridez media final (Varela Petito et al., 2014).

En relación con la mortalidad, desde 1996 hasta hoy se ha producido un aumento sostenido de la esperanza de vida al nacer, que sumó 3,6 años para los hombres y 2,3 para las mujeres (INE, 2014). El fenómeno tiene importancia, ya que a mediados del siglo XX la población uruguaya gozaba de las mayores expectativas de vida en ambos sexos en América Latina y el Caribe (algo más de 63 años en los hombres y casi 70 en las mujeres) pero en los últimos decenios había sido superada por otros países de la región como Cuba, Chile o Costa Rica (Pellegrino, 2010).

5 Las proyecciones de población vigentes suponen una evolución de la Tasa Global de Fecundidad desde un nivel de 1,9 hijos por mujer en 2011 hasta 1,7 hijos por mujer en 2050.

El aumento en la expectativa de vida observado en los últimos veinte años estuvo vinculado al descenso en el riesgo de morir en casi todos los grupos de edad, especialmente en los más avanzados, y al último empuje de reducción de la mortalidad infantil (Tenenbaum, 2015). También es destacable la paulatina transformación en el patrón epidemiológico de la población con una mayor preponderancia de las enfermedades crónico-degenerativas, indicativo del inminente ingreso en la última etapa de la transición epidemiológica.

Finalmente, la distribución territorial de la población uruguaya, históricamente concentrada en núcleos urbanos y especialmente en Montevideo, donde vive más del 40% de la población, se modificó en los años recientes, básicamente a causa de patrones de movilidad interna ligados a la búsqueda de oportunidad laborales, el acceso a servicios educativos o la movilidad "obligada" de miembros de un núcleo familiar que se traslada por los anteriores motivos (Macadar y Dominguez, 2008). Como consigna la literatura sobre migración interna en nuestro continente, existe en Uruguay una mayor propensión migratoria interna de la población joven, al menos a nivel de las Divisiones Administrativas Mayores (DAM) (Rodríguez, 2015).

En cualquier caso, las principales tendencias son congruentes con la evolución de la movilidad en el mundo: la población continúa urbanizándose y ubicándose en la zona costera. En el caso uruguayo, las zonas costeras cercanas a Montevideo (San José y sobre todo Canelones) crecieron considerablemente. También el departamento de Maldonado, en el sur del país, al atraer población motivada por demanda laboral en la construcción y los servicios. De hecho, en Maldonado y Canelones, el porcentaje de población nacido fuera del departamento es del 39%, casi duplicando el valor nacional (Koolhaas, 2013). La población rural, escasa desde el principio de la vida independiente del país, siguió disminuyendo hasta llegar al 5,3% en 2011.

Por cierto, las transformaciones demográficas de este período exceden los componentes de fecundidad, mortalidad y migración interna. La migración internacional, por ejemplo, fue un importante factor de cambio demográfico, sobre todo por las altas tasas de emigración en los años de la crisis económica, mencionadas al inicio de este capítulo. El cambio en la dinámica familiar y de los hogares, por su parte, fue ciertamente veloz: hubo un fuerte aumento de los hogares unipersonales y monoparentales y una reducción también importante de los hogares extendidos. El aumento en el número total de hogares, muy por encima del crecimiento de la población, con la consiguiente reducción del tamaño medio de los hogares, es indicativo asimismo de la transformación de los arreglos de convivencia (Cabella,

Fernández Soto y Prieto, 2015). Estos fenómenos revisten interés en sí mismos pero además interactúan con otros comportamientos demográficos.

Datos y métodos

Divisiones Administrativas Mayores del Uruguay

El primer nivel de división político-administrativa del Uruguay distingue 19 unidades territoriales (Mapa 1). La conformación de estas unidades, denominadas departamentos, se estableció definitivamente en 1885. Curiosamente, Montevideo es el departamento más pequeño (530 km^2) y el que alberga la mayor población, casi en su totalidad perteneciente a la ciudad capital, del mismo nombre. La alta densidad poblacional del departamento de Montevideo (2489 habitantes por km^2) contrasta con la del resto del país: la mayoría de los departamentos no superan los 10 hab/km^2. Desde su creación en 2009, los municipios son unidades que subdividen los departamentos para formar el tercer nivel de gobierno y administración.

Dada la alta concentración de la población en Montevideo, la regionalización del territorio nacional en torno a grandes conglomerados de departamentos (los del Noroeste, Sureste, Suroeste, etc., o los que están al sur y al norte del Río Negro, que divide al país en dos partes similares) no es la opción más frecuente para analizar la heterogeneidad territorial del país. Se suele preferir la distinción más básica entre Montevideo y el resto: Montevideo e Interior. Sin embargo, los estudios más recientes han señalado la necesidad de distinguir diferentes regiones dentro del Interior (Veiga, 2015; Arocena, 2011). En este trabajo utilizaremos las Divisiones Administrativas Mayores y distinguiremos otros patrones territoriales formados por agregados de departamentos, cuando sea posible y útil.

Mapa 1
Uruguay, Divisiones Administrativas Mayores (departamentos)

Fuente: Elaboración propia a partir de Base digital del mapa de GADM, Database of Global Administrative Areas, en <http://www.gadm.org/>

Fuentes de datos y métodos utilizados

La principal estrategia de análisis en este trabajo consiste en la estimación de tasas específicas de fecundidad, mortalidad y migración interna, así como indicadores sintéticos de su nivel y estructura por edades.

Los indicadores de fecundidad y mortalidad son estimados para el período 1996-2015, dado que contamos con los nacimientos y defunciones

anuales por edad y sexo (Estadísticas Vitales provistas por el Ministerio de Salud Pública)[6], así como las poblaciones a mitad de cada año por sexo y edad, estimadas por INE (2014) a partir de datos censales. En cambio, los indicadores de migración interna refieren al período 2007-2011 y han sido estimados en base a información censal.

Dado que Uruguay cuenta con varios departamentos de baja población y ocurrencia de eventos, las fluctuaciones anuales suelen ser recurrentes en la evolución de los indicadores utilizados. Para evitarlas, se optó por calcular indicadores de dimensión quinquenal, y comparar los periodos 1996-2000 y 2011-2015. Dado que las defunciones correspondientes al 2011 no están disponibles en la fuente oficial, el análisis de la mortalidad reciente corresponde al periodo 2012-2015.

Para la mortalidad se construyeron las tablas de mortalidad por sexo para todos los ámbitos territoriales y para la fecundidad se calculó la Tasa Global de Fecundidad y la Edad Media a la Maternidad. Con el objetivo de identificar pautas territoriales en la fecundidad se realizó un análisis de clúster para clasificar a los departamentos en grupos homogéneos, en relación con la evolución de la fecundidad desde 1996 y respecto del patrón de la fecundidad del quinquenio 2011-2015. Se utilizó el método Ward y como criterio de disimilitud el de la distancia euclídea.

Para observar los patrones de migración interna[7] por edades que se verifican en Uruguay en el período 2007-2011, se calcularon tasas de emigración departamental con datos del Censo 2011, que a su vez fue el insumo sobre el cual se elaboraron las estimaciones y proyecciones de población por departamento publicadas por INE (2014)[8]. Dicho censo fue el primero que incorporó la pregunta sobre el lugar de residencia cinco años antes e indagó sobre el tiempo de asentamiento en el departamento de residencia actual, con lo cual es posible inferir la edad exacta a la que ocurren las migraciones internas[9]. Al mismo tiempo, se estimó un Índice Sintético de Emigración por departamento, calculado como la sumatoria de las tasas específicas de emigración. Este indicador expresa el número promedio de

6 Datos disponibles en <http://www.msp.gub.uy/EstVitales/>. Última fecha de acceso: 28 de Mayo 2017.

7 Se define migración interna como el traslado de residencia entre departamentos, la división administrativa mayor del Uruguay.

8 Cabe resaltar que por primera vez en la historia de las estimaciones y proyecciones de población de Uruguay se utilizaron como insumo para la elaboración de las mismas datos sobre la propensión a emigrar de los residentes en cada territorio según la edad y la capacidad de atracción de la migración interna de cada departamento (INE, 2014).

9 De hecho, son muy escasos los censos de la región que han incorporado dichas interrogantes en sus cuestionarios censales. Una de las excepciones es Brasil.

emigraciones que una persona realizará a lo largo de su vida si se mantuvieran las condiciones de movilidad observadas en el momento de la estimación. Se trata de un indicador transversal que asume la existencia de una cohorte ficticia, análogo a la TGF.

Resultados

Fecundidad

La evolución de la fecundidad en Uruguay entre 1996-2015 estuvo pautada por el descenso de su nivel en las distintas áreas del país, provocando un incremento del número de departamentos con una TGF por debajo del umbral de 2,1 hijos por mujer. En el quinquenio 1996-2000, Montevideo era el único departamento con una TGF inferior al nivel de reemplazo; en el quinquenio 2011-2015 esta condición se extendió a otros 11 departamentos (Tabla A-1, en Anexos).

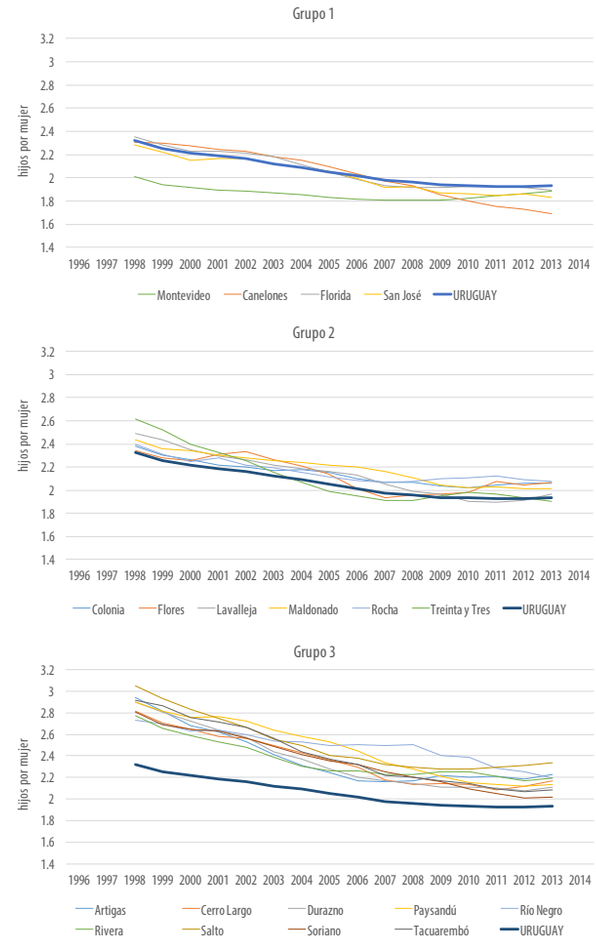
No obstante esta tendencia general, la TGF evolucionó de forma diferencial entre los departamentos. Estas diferencias se observan en los distintos ritmos de reducción de la TGF en el período. En función de ello, y a partir de un análisis de clúster, los departamentos fueron discriminados en tres grupos, cuyas evoluciones pueden verse en el Gráfico 1. Su conformación es la siguiente:

G1 Departamentos que alcanzaron una TGF inferior a 1,9 hijos al final del periodo. Incluye tres departamentos del Interior ubicados en la franja sur y limítrofes con Montevideo (Canelones y San José), y uno del centro-sur (Florida). En este grupo también se incluye a Montevideo, si bien este departamento presenta una evolución particular y diferente a la del resto del país. Uno de los aspectos a destacar de Montevideo en este periodo es que exhibe una recuperación de la TGF durante los últimos años y debido a ello deja de ser el departamento con la fecundidad más baja del país. Hoy es Canelones el departamento que sobresale por exhibir una caída sostenida de la TGF hasta ubicarse en 1,7 hijos.

G2 Departamentos ubicados mayormente en la zona sur y centro de Uruguay. En este grupo de seis departamentos, la TGF se encontraba en el entorno de los 2,3 y 2,5 hijos al inicio del periodo —con la excepción de Treinta y Tres- y su descenso implicó alcanzar valores por debajo del umbral de reemplazo y próximos al promedio nacional (entre 1,9 y 2,1 hijos).

G3 Departamentos con una TGF mayor a 2,7 hijos al inicio del periodo, y que alcanzaron valores mayores o apenas por debajo de 2,1 hijos. La mayoría de estos nueve departamentos se ubica en la zona norte de Uruguay.

Gráfico 1
Evolución de la TGF por departamento. Uruguay, 1996-2015



Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013).
Nota: TGF quinquenal centrada en el año de referencia

En este contexto de descenso generalizado y persistencia de diferencias territoriales en el nivel de la fecundidad, surgen inmediatamente dos preguntas: ¿las brechas tienden a aumentar, o más bien a disminuir?; ¿la estructura por edad de la fecundidad tiende a presentar una evolución similar entre departamentos?

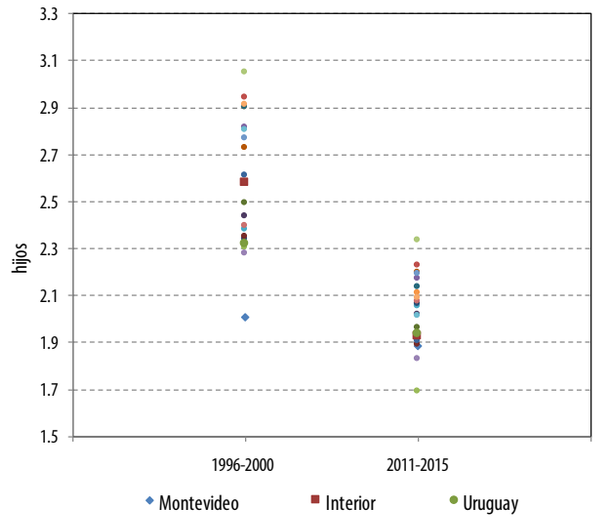
En cuanto al componente de nivel, los resultados obtenidos muestran que la brecha en la TGF entre departamentos disminuyó. El rango de valores departamentales, así como las diferencias entre Montevideo e Interior, se acortaron notoriamente (Gráfico 2), lo que se refleja en la disminución del coeficiente de variación de 10,9% a 7,4% entre los quinquenios 1996-2000 y 2011-2015 (Tabla 1). Esta tendencia hacia una mayor convergencia del nivel de la fecundidad entre departamentos es el resultado del doble efecto del moderado aumento reciente de la TGF en Montevideo y su descenso en los departamentos del Interior. ¿Cómo continuará evolucionando la fecundidad subnacional en caso de ocurrir un nuevo empuje a la baja? De acuerdo a la experiencia reciente en Uruguay, lo esperable sería que una nueva caída de la fecundidad genere las condiciones para avanzar hacia una mayor convergencia entre departamentos.

En materia de estructura por edades, la evolución parece ir en el sentido contrario al del nivel de la fecundidad. Como se observa en el Gráfico 3, la distancia de la EMM entre los departamentos aumentó, destacándose un incremento de la brecha entre Montevideo e Interior en 2011-2015. Tanto el rango como el coeficiente de variación departamental aumentaron levemente entre ambos quinquenios (Tabla 1). Si bien estos resultados están en línea con los hallazgos recientes en materia de cambios en la edad al primer hijo, vale aclarar que la EMM (de todos los órdenes en conjunto) suele ser poco variable y su evolución responde a cambios de distinta índole en materia de comportamiento reproductivo[10].

10 La EMM refiere a la edad promedio a la que ocurrirían los nacimientos de mujeres con distintas parideces. Así, por ejemplo, la variación de la EMM podría estar respondiendo paralelamente al efecto de un creciente aplazamiento de los nacimientos de orden 1 y 2, que operaría empujando a la EMM al alza por el aumento de las tasas de fecundidad en edades avanzadas, y al efecto de una disminución de la descendencia final, que operaría empujando la EMM a la baja debido a la disminución de la intensidad de la fecundidad de órdenes superiores, que suele ocurrir también a edades avanzadas.

Gráfico 2

Montevideo, Interior y total Uruguay, Quinquenios 1996-2000 y 2011-2015: TGF de los departamentos



Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013).

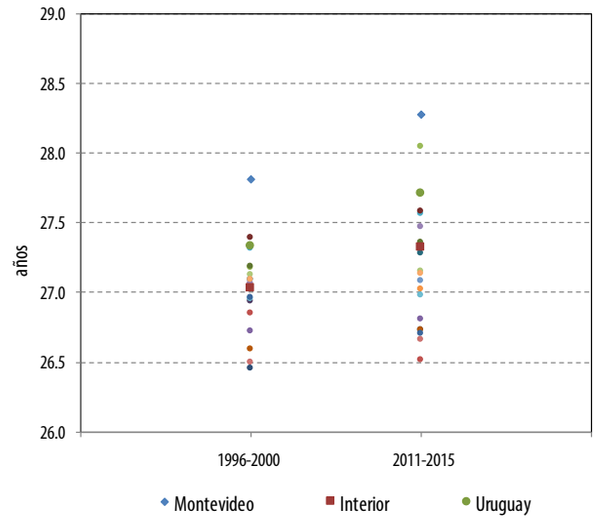
Tabla 1

Uruguay, Quinquenios 1996-2000 y 2011-2015: TGF y EMM en grandes zonas, y media, rango y coeficiente de variación departamental

		TGF		EMM	
		1996-2000	2011-2015	1996-2000	2011-2015
Grandes zonas	Uruguay	2,32	1,94	27,33	27,71
	Montevideo	2,01	1,89	27,81	28,28
	Interior	2,58	1,93	27,03	27,32
Departamentos	Media	2,60	2,05	27,02	27,18
	Rango	1,04	0,64	1,36	1,77
	Coef. Variación	10,9%	7,4%	1,2%	1,7%

Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013).

Gráfico 3
Montevideo, Interior y total Uruguay. Quinquenios 1996-2000 y 2011-2015: EMM de los departamentos



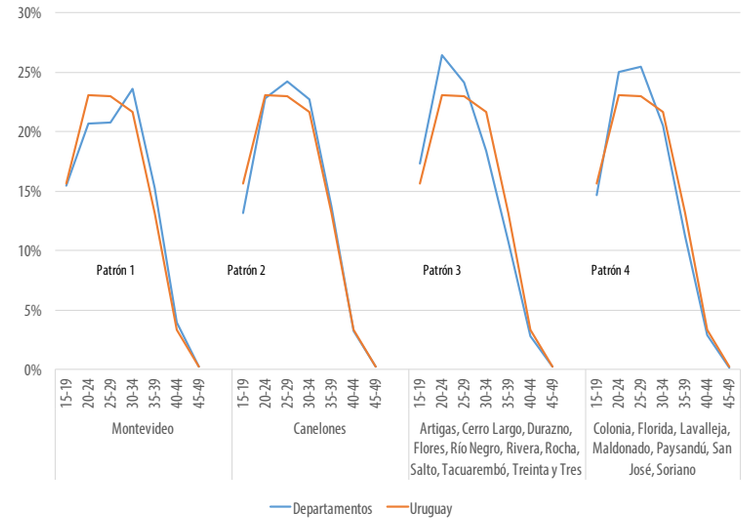
Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013).

Recurriendo nuevamente al análisis de clúster, es posible identificar cuatro patrones de fecundidad por edad en el periodo reciente (Gráfico 4). El patrón 1 (P1), compuesto por Montevideo, presenta una estructura relativa de la fecundidad más envejecida, con un pico en el grupo 30-34, pero con valores todavía altos de fecundidad adolescente. Ello sería el reflejo de las desigualdades sociales existentes al interior del departamento, en el cual conviven mujeres que inician la maternidad a edades tempranas con otro grupo creciente de mujeres que posterga el inicio de su fecundidad para los 30 y más años. Vale destacar en este sentido que Montevideo es el único departamento donde la fecundidad adolescente se mantuvo constante entre 1996-2000 y 2011-2015 (Tabla A-1, en Anexos). El patrón 2 (P2), integrado por Canelones, muestra un menor peso de la fecundidad a edades tempranas, si se lo compara con el patrón nacional, exhibiendo un pico de la distribución en el grupo de edad de 25-29 años. Los patrones 3 y 4 (P3 y P4), están compuestos por aquellos departamentos con estructuras relativas de

la fecundidad más jóvenes que las del promedio nacional, en particular las del P3[11].

A grandes rasgos, los distintos patrones por edad aparecen asociados a distintos niveles de fecundidad comentados más arriba, en el siguiente sentido: los departamentos de mayor fecundidad suelen presentar un patrón más concentrado en edades jóvenes, mientras que en los departamentos de baja fecundidad el peso de las edades avanzadas es mayor. No obstante, discernir la evolución futura de los diferenciales territoriales en materia de la estructura por edades de la fecundidad resulta un ejercicio complejo.

Gráfico 4
Uruguay, Quinquenio 2011-2015: Estructura de la fecundidad por edad, según modelo patrón



Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013).

En la medida que el nivel de la fecundidad tiende a converger a valores bajos, las brechas territoriales en la edad al nacimiento de los hijos estarán crecientemente pautadas por los diferenciales sociales en torno a la edad de inicio de la maternidad. Aunque es esperable una gradual convergencia de

11 Los departamentos de Artigas, Cerro Largo, Durazno, Flores, Rio Negro, Rivera, Rocha Salto, Tacuarembó y Treinta y Tres presentan los patrones de fecundidad del Patrón 3, mientras que los de Colonia, Florida, Lavalleja, Maldonado, Paysandú, San José y Soriano con el Patrón 4.

los departamentos hacia un modelo de fecundidad tardía, la persistencia de tasas altas de fecundidad adolescente en un contexto de descenso general de la fecundidad otorga una importante cuota de incertidumbre a la concreción de este escenario en el mediano plazo.

Para terminar, interesa repasar qué decisiones se tomaron respecto de la fecundidad en INE (2014), cuando se construyeron de forma oficial las proyecciones de población del Uruguay, y así observar los niveles de divergencia o convergencia que se estimaron para los años por venir. Recordemos que en INE (2014) se partió de la misma serie de datos que en este trabajo.

En esa ocasión se proyectó la TGF país mediante una función logística con asíntota inferior en 1,7 hijos por mujer y, posteriormente, se derivaron los valores para los departamentos. El método empleado presupone una paulatina convergencia del nivel de la fecundidad departamental hacia el valor límite de la TGF nacional en 2050, sin alcanzar una convergencia total a esa fecha, y una persistencia en las posiciones ocupadas por los departamentos en el momento inicial. Respecto del calendario, se estimó un ligero desplazamiento de la curva de fecundidad a edades más avanzadas, con un aumento próximo al año de la EMM entre 2011 y 2050 para el país.

Mortalidad

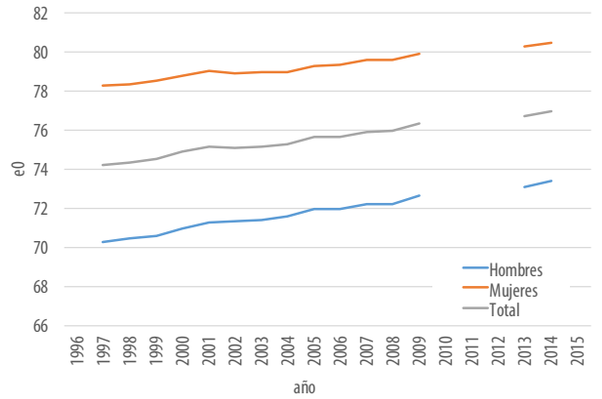
La evolución de la mortalidad a partir de 1996 se caracterizó por un aumento sostenido en la esperanza de vida al nacer a nivel nacional (Gráfico 5). En principio, es esperable que en Uruguay se observe una mayor homogeneidad territorial en esta dimensión que en la fecundidad, pero salvo algunos estudios recientes (Tenenbaum, 2015), las tendencias subnacionales de la mortalidad han sido poco estudiadas en el país, por lo que no existen hipótesis fuertes al respecto.

El análisis de dos indicadores clásicos, como la esperanza de vida al nacer y a la edad 65, revela que en este caso, a diferencia de la fecundidad, no se produce una contraposición tan marcada entre Montevideo y el Interior del país. A pesar de ello, resulta relevante el cambio acaecido en la posición relativa de ambos ámbitos en la esperanza de vida al nacer, mayor en el Interior en el primer periodo y en Montevideo en el segundo.

La variabilidad departamental de los indicadores de mortalidad, medida a partir del rango y del coeficiente de variación, permite constatar que, aunque ligera, existe una mayor desigualdad territorial entre las mujeres que entre los hombres. También es mayor la desigualdad en la vida media a los 65 años que al nacer, lo que indica que los factores de riesgo que inciden en las primeras etapas de la vida son más homogéneos en el territorio que aquellos que se asocian al acceso a una vida longeva.

Gráfico 5

Uruguay, 1996-2015: Evolución de la esperanza de vida al nacer según sexo



Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013).
Nota: E_0 trianual centrada en el año de referencia. No se cuenta con información para el año 2011.

Al mismo tiempo, se observa una ligera tendencia a la convergencia a nivel territorial, si exceptuamos la mortalidad femenina en edades avanzadas (Gráficos 6). Las diferencias entre departamentos del Interior (Tabla A-2, en Anexos) son pequeñas y no muestran un patrón territorial nítido. Además, los departamentos que tienen mejores valores en la e0 y e65 de los hombres no necesariamente los mantienen en el caso de las mujeres, con un coeficiente de determinación (R^2) de la esperanza de vida al nacer entre ambos sexos de 0,33 en el último período.

Aunque los indicadores de mortalidad muestran una distribución relativamente homogénea en el territorio uruguayo, pueden identificarse ciertas diferencias territoriales. El peor desempeño en mortalidad de las regiones ubicadas más al norte del país coincide con su menor nivel de desarrollo (Tenenbaum, 2015), lo que también podría explicar algunas diferencias en los patrones de morbimortalidad como las mayores tasas de mortalidad por cirrosis, suicidios y accidentes de tráfico en esas zonas. De todos modos, hay que insistir en que las diferencias territoriales son muy pequeñas en relación a las que existen en países vecinos.

Tabla 2

Uruguay, Quinquenios 1996-2000 y 2012-2015: Esperanza de vida al nacer y a los 65 años de edad en grandes zonas, y media, rango y coeficiente de variación departamental

Esperanza de vida al nacer							
		Hombres		Mujeres		Total	
		1996-2000	2012-2015	1996-2000	2012-2015	1996-2000	2012-2015
Grandes zonas	Uruguay	70,47	73,21	78,45	80,34	74,42	76,82
	Montevideo	70,10	73,40	78,38	80,55	74,43	77,20
	Interior	70,73	73,09	78,53	80,16	74,41	76,55
Departa-mentos	Media	70,69	72,91	78,53	80,13	74,38	76,42
	Rango	2,98	2,36	3,66	3,76	3,02	2,42
	Coef. Variac	1,4%	1,0%	1,2%	1,2%	1,2%	1,0%
Esperanza de vida a los 65 años de edad							
		Hombres		Mujeres		Total	
		1996-2000	2012-2015	1996-2000	2012-2015	1996-2000	2012-2015
Grandes zonas	Uruguay	14,27	14,69	15,61	18,84	19,25	19,82
	Montevideo	13,96	14,67	15,77	18,73	19,36	19,95
	Interior	14,51	14,71	15,51	18,96	19,14	19,71
Departa-mentos	Media	14,46	14,74	15,49	18,95	19,32	19,79
	Rango	1,31	1,31	1,01	2,59	2,62	2,09
	Coef. Variac	2,8%	2,4%	1,9%	3,2%	2,9%	2,7%

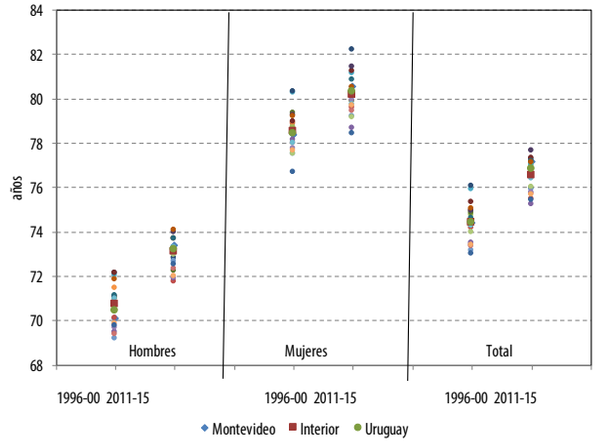
Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013).

¿Cómo se aprovecharon estos datos para las proyecciones de mortalidad? En pocas palabras, en INE (2014) se ajustó una función logística sobre la esperanza de vida desde 1996 obteniendo una predicción para el 2050 de 80,1 años para los hombres y 85,2 años para las mujeres. La proyección departamental se realizó mediante un modelo de tipo relacional (logits de Brass) que toma como referencia la proyección nacional y los diferenciales de mortalidad entre los departamentos y el conjunto del país observados en el periodo más reciente. Como en la fecundidad, se planteó el supuesto de convergencia a largo plazo, lo que implica que en el horizonte temporal de la proyección departamental persisten desigualdades territoriales, aunque de menor magnitud.

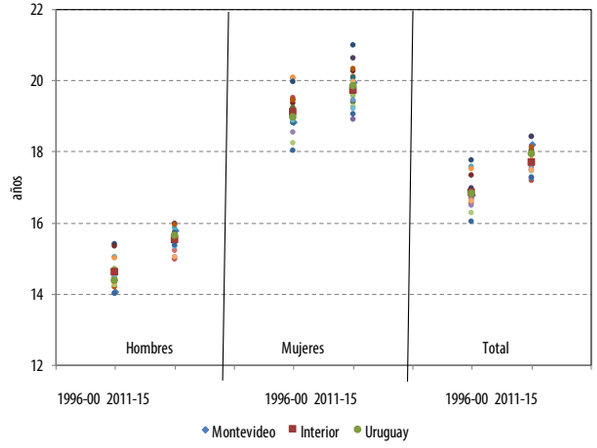
Gráfico 6

Montevideo, Interior y total Uruguay, Cuatrienios 1996-99, 2004-07 y 2012-15: Esperanza de vida al nacer (A) y a los 65 años (B) de los departamentos, según sexo

(A) Al nacer



(B) A la edad 65



Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013)

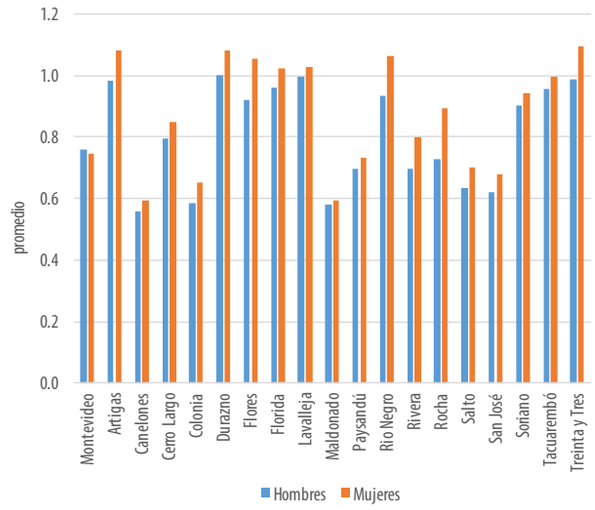
Migración interna

Para terminar, repasaremos los patrones de migración interna. En este caso, la estrategia de análisis apuntará a distinguir algunas pautas migratorias, tanto de intensidad como de calendario, utilizando los datos del Censo de 2011 correspondientes al periodo 2007-2011.

En primer lugar, cabe indagar en la diferente intensidad de la emigración según sexo, para cada uno de los departamentos. El Índice Sintético de Emigración[12], revela que para el periodo 2007-2011 la población femenina tendió a cambiar de departamento de residencia más que la masculina, salvo en el departamento de Montevideo (Gráfico 7 y Tabla A-4, en Anexos). En segundo lugar, el Gráfico 7 permite sacar otra conclusión de interés: existen fuertes diferencias territoriales en la intensidad de la emigración interna, con departamentos alejados de Montevideo que superan en un 40% a los más cercanos, como Canelones, Colonia, Maldonado o San José.

Gráfico 7

Uruguay, 2007-2011: Índice Sintético de Emigración según sexo y departamento de residencia



Fuente: Elaboración propia basada en el Censo de Población 2011

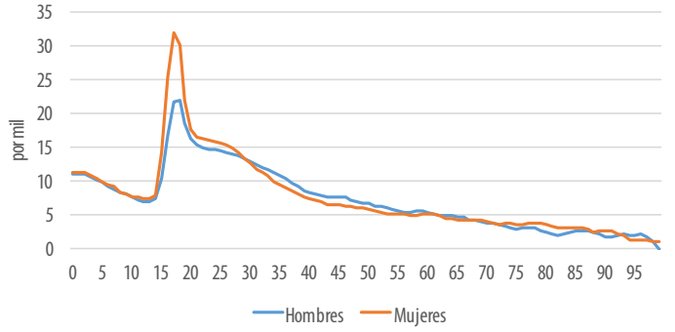
12 Se calcula como la sumatoria de las tasas específicas de emigración. Este indicador expresa el número promedio de emigraciones que una persona realizará a lo largo de su vida si se mantuvieran las condiciones de movilidad observadas en el momento de la estimación. Se trata de un indicador transversal que asume la existencia de una cohorte ficticia, análogo a la TGF.

Como en cada país, las características de su mercado de trabajo y la oferta de servicios determinan fuertemente el calendario de la migración interna. En el caso de Uruguay, la movilidad está pautada por dos eventos propios del tránsito a la vida adulta: el acceso a estudios de educación superior y el ingreso al mercado laboral. Dado que la oferta educativa universitaria está fuertemente concentrada en Montevideo[13], los jóvenes uruguayos que residen fuera del área de influencia de la capital se encuentran frente al dilema de migrar o no a Montevideo para procurar realizar estudios superiores. Esto resulta un fuerte factor explicativo de los movimientos migratorios internos de los jóvenes (Bengochea y Pellegrino, 2013; Ciganda y Bengochea, 2010; Macadar y Domínguez, 2008).

En términos de calendario, la migración interna alcanza su punto máximo en las edades asociadas con el ingreso a los estudios terciarios (17 y 18 años) y es especialmente frecuente entre las mujeres de esas edades, lo que resulta congruente con la mayor participación femenina en la matrícula universitaria (Universidad de la República, 2013). A partir de los 30 y hasta alrededor de los 65 años, la intensidad de la migración interna pasa a ser más alta entre los varones, reflejo de una migración asociada a la participación en el mercado de trabajo (Gráfico 8).

Gráfico 8

Uruguay, 2007-2011 Tasas de migración interna para el total país según sexo y edad (por mil)



Fuente: Elaboración propia basada en el Censo de Población 2011

El patrón de migración interna del país esconde en su interior una serie de importantes diferencias entre departamentos, pudiendo identificarse tres grandes patrones en relación con el calendario.

13 Sobre un total de 86 mil estudiantes con que cuenta la institución que concentra el 85% de la matrícula universitaria del país, la Universidad de la República, el 94% está matriculado en una carrera cuya sede es la capital del país (UDELAR 2013).

P1 El grupo constituido por los catorce departamentos del interior del país que son expulsores y por tres departamentos atractores (Colonia, Maldonado y San José), caracterizado por una alta intensidad emigratoria alrededor de las edades típicas de ingreso a la universidad (17-18 años).

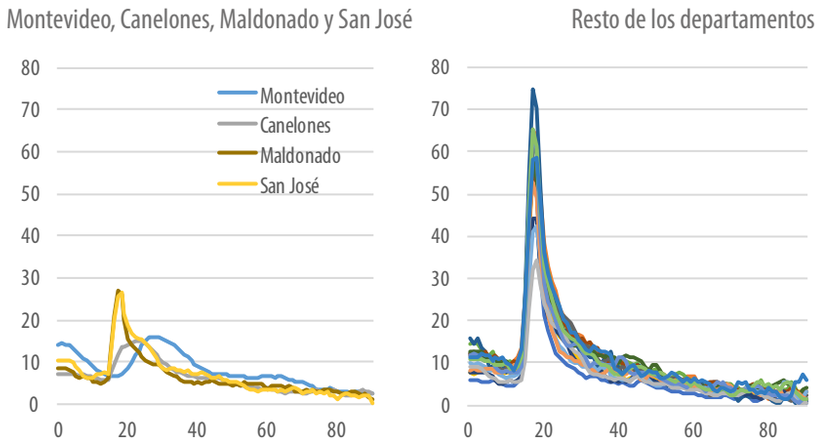
P2 Montevideo, donde la mayor probabilidad de salida del departamento se produce alrededor de los treinta años y en los menores de cinco años, lo que se asocia a un patrón característico de emigración interna ligado a la formación de familias y al acceso a la vivienda.

P3 Canelones, donde existe una mayor intensidad de la emigración interna alrededor de los 25 años.

En el cuadrante izquierdo del Gráfico 9 se presentan los departamentos del P2 y P3 (Montevideo y Canelones), junto con dos casos asociados al P1 (Maldonado y San José) que presentan tasas relativamente bajas. Graficar estos cuatro departamentos en conjunto permite apreciar con claridad las diferencias en el patrón de emigración interna por edades. En el cuadrante derecho, en cambio, el resto de los departamentos del P1 muestran la similitud de sus calendarios.

Gráfico 9

Uruguay, 2007-2011: Tasas de emigración interna por edad y departamento (por mil)



Fuente: Elaboración propia basada en el Censo de Población 2011

Si bien estas tendencias son resultado de estructuras fuertemente arraigadas de la distribución territorial de la población uruguaya, su evolución no

es tan previsible como en el caso de la fecundidad o mortalidad. La oferta de educación terciaria fuera de Montevideo, por ejemplo, ha mostrado un crecimiento sostenido en los últimos años y, en caso de continuar, podría atenuar la migración interna motivada por el acceso a estudios terciarios. Por otra parte, la presencia de departamentos atractores, además de Montevideo (el caso paradigmático es el de Maldonado), podría continuar modificando las pautas espaciales de la movilidad interna, en un sentido más difícil de prever que el de las tendencias de la fecundidad y mortalidad.

Finalmente, ¿cuánto colaboraron estos datos con la construcción de supuestos para las proyecciones de población? La estimación de los flujos de migración interna en la vigente proyección departamental del INE (2014) representó un avance metodológico substancial, que fue posible gracias al aprovechamiento de la pregunta censal sobre la residencia cinco años antes del relevamiento. En una primera etapa, se estimó para cada año de la proyección el número de emigrantes internos por sexo y edad de cada uno de los departamentos aplicando a las poblaciones departamentales las correspondientes tasas de emigración interna. Posteriormente, en una segunda etapa, el conjunto de esos migrantes internos se asignó a los distintos departamentos como inmigrantes a partir de una matriz de distribución que consideraba la capacidad de atracción de cada departamento en el total de la migración interna. La dificultad de prever cambios futuros en las tendencias migratorias y en las matrices de distribución motivó que se optase por mantener constantes las derivadas de la pregunta censal de 2011.

Conclusiones

En sus principales componentes demográficos, la población uruguaya no exhibe un alto grado de heterogeneidad departamental. Los diferenciales territoriales de fecundidad tanto como los de mortalidad parecen ser menores a los de otros países y no son importantes si los comparamos con los que existen en la población uruguaya según clivajes no territoriales (socio-económicos, educativos).

En cualquier caso, es notoria la mayor heterogeneidad territorial de los patrones de fecundidad en relación a los de mortalidad. La tendencia es a la progresiva convergencia en el nivel de la fecundidad (hacia un número medio de hijos por mujeres en torno al umbral de reemplazo) y a una consolidación de la divergencia en términos de calendario. Son probablemente los indicadores de calendario, especialmente la EMM de orden 1 (no presentada en este trabajo) los que constituyen el terreno en que se manifestará la heterogeneidad del comportamiento reproductivo (Nathan, 2015b).

Los diferenciales de mortalidad, por su parte, son muy leves. Al menos a nivel departamental, porque esta conclusión no necesariamente se mantiene a otras escalas. Un análisis de la mortalidad diferencial por barrios de Montevideo (o de una ciudad mediana del Interior, por caso) probablemente mostraría una mayor heterogeneidad, asociada a los patrones de segregación residencial.

Finalmente, la migración interna muestra una intensidad superior en los departamentos más alejados a Montevideo, y una mayor tendencia a la migración de mujeres en todos los departamentos salvo Maldonado. En términos de calendario, se identifican tres patrones: a) el más frecuente, que concentra la migración en los 17-18, la edad en que se suele ingresar a la Universidad o al mercado laboral (lo que explica gran parte de la inmigración de Montevideo), b) el del propio departamento de Montevideo, con una emigración cuyo pico está más cerca de los 30 años y c) el de Canelones, en una situación intermedia.

Como hemos comentado a lo largo del trabajo, el de la convergencia o divergencia territorial de los comportamientos demográficos es un tema clave para revisar los supuestos de las proyecciones de población. A modo de resumen, puede decirse que en el caso de la mortalidad y la fecundidad el INE uruguayo siguió la práctica habitual de la mayoría de las proyecciones subnacionales que realizan los institutos nacionales de estadística o los organismos internacionales del sistema de Naciones Unidas, al adoptar el supuesto general de confluencia en el largo plazo entre los diferentes departamentos. A 2025, punto final de las proyecciones, se asume que la convergencia total no se habría alcanzado, por lo que las diferencias territoriales observadas en el momento inicial se mantienen hasta esa fecha, disminuyendo progresivamente.

Estas decisiones deben ser revisadas periódicamente. Especialmente en el caso de Uruguay: la serie analizada, que comienza en 1996, ha sido de gran utilidad a la hora de observar las tendencias subnacionales en este trabajo y resultó central para informar los supuestos plasmados en las proyecciones de INE (2014), pero resulta relativamente corta para ser tajantes en cuanto a la convergencia o divergencia de los comportamientos demográficos. Los supuestos serán necesariamente refinados en el futuro, cuando exista una serie ininterrumpida de datos que abarque un período más extenso.

Un comentario aparte merece la migración interna, que se caracteriza por tener una evolución menos predecible que la mortalidad y la fecundidad. Dado que los factores de expulsión y atracción son múltiples (dimensiones como la descentralización de la oferta de educación terciaria, las políticas de vivienda e infraestructura, la localización de las grandes inversiones productivas, o los distintos niveles de desarrollo de los departamentos, pueden ejercer una influencia cambiante a lo largo del tiempo), las hipótesis o escenarios en los que descansarán los supuestos de las proyecciones podrían beneficiarse de la consulta a una pluralidad de actores locales, académicos e informantes expertos. Este tipo de experiencias, que ya tiene algunos antecedentes, podría ayudar a reducir la incertidumbre intrínseca del fenómeno.

Referencias

Arocena, F. (coord.) (2011), *Regionalización Cultural del Uruguay*, Montevideo: UdelaR/MEC.

Bengochea, J. (2014), *Inmigración reciente en Uruguay: 2005–2011*, Colección Tesis Maestría Nº1. Montevideo: Programa de Población, UdelaR.

Bengochea, J. y Pellegrino, A. (2013), "Migración interna y transición a la adultez", en Pellegrino, A. y Varela Petito, C. (coord.), *Hacerse adulto en el Uruguay: un estudio demográfico*. Montevideo: CSIC.

Birn, A. E., Cabella, W. y Pollero, R. (2010), "The infant mortality conundrum in Uruguay during the first half of the twentieth century: an analysis according to causes of death", en *Continuity and Change*, Vol. 25, N° 3, p. 435-46.

Cabella, W. y Pardo, I. (2016), "¿Es hora de usar indicadores refinados para estudiar la fecundidad en América Latina?", en *Revista Brasileira de Estudos de População*, Vol. 33, Nº 3, p. 475-493.

Cabella, W., Pardo, I. y Velázquez, C. (2016), "Hacia un patrón bimodal en la edad de inicio de la maternidad en los países del Cono Sur", Ponencia presentada en el VII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, Foz de Iguazú, 17 a 22 de octubre.

Cabella, W., Fernandez Soto, M. y Prieto, V. (2015), "Las transformaciones de los hogares uruguayos vistas a través de los Censos 1996-2011", en *Atlas Sociodemográfico y de la desigualdad social del Uruguay*, Fascículo 6, Montevideo: Trilce.

Calvo, J.J. y Pardo, I. (2013), *Cuántos y cómo somos. Los uruguayos al comienzo del siglo XXI: demografía y sociedad*, Nuestro Tiempo. Libros del Bicentenario nº1, Montevideo: MEC.

Ciganda, D. y Bengochea, J. (2010), "Internal Migration and the Transitions to Adulthood in Uruguay. A comparison of the 1990 and 2008 Youth Surveys", Ponencia presentada *International Seminar on Youth Migration and Transitions to Adulthood in Developing Countries*, Rio de Janeiro, Brasil, 8 a 10 de diciembre.

INE (2014), *Estimaciones y proyecciones de la población de Uruguay: metodología y resultados. Revisión 2013*, Montevideo: INE.

Koolhaas, M. (2013), "Migración interna y distribución territorial de la población", en Calvo, J.J., Erosa, D. y Pardo, I. (eds), *Detrás de los tres millones. La población uruguaya luego del Censo 2011*, Montevideo: Programa de Población – FCS / Brecha.

Macadar, D. y Domínguez, P. (2008), "Migración interna", en Varela Petito, C., (coord.), *Demografía de una sociedad en transición. La población uruguaya a inicios del siglo XXI*, Montevideo: UNFPA-Udelar, Trilce.

Nathan, M. (2015a), "La creciente heterogeneidad en la edad al primer hijo en Uruguay: un análisis de las cohortes 1951-1990", en *Notas de Población*, Nº 100, p. 35-60.

Nathan, M. (2015b), "La lenta transición hacia un régimen de fecundidad tardía en Uruguay: los cambios en la edad al primer hijo entre 1978 y 2011", en *RELAP*, Año 9, No. 17, p. 37-60.

Nathan, M., Pardo, I. y Cabella, W. (2016), "Diverging patterns of fertility decline in Uruguay", en *Demographic Research*, Vol. 34, N° 20, p. 563-586.

Pellegrino, A. (2010), *La población de Uruguay. Breve caracterización demográfica*, Montevideo: UNFPA – FCS/UdelaR.

Rodríguez, J. (2015), "Migración interna de la población joven: el caso de América Latina", en *RELAP*, Año 2, No. 3, p. 9-26.

Tenenbaum, M. (2015), "Determinantes socio-territoriales de la mortalidad en Uruguay, 1997-2013", Tesina Máster en Estudios Territoriales y de la población. Departamento de Geografía, Centro de Estudios Demográficos, Universidad Autónoma de Barcelona.

Varela, C., Pardo, I., Lara, C., Nathan, M. y Tenenbaum, M. (2014), "La fecundidad en el Uruguay (1996-2011): desigualdad social y diferencias en el comportamiento reproductivo", en *Atlas Sociodemográfico y de la desigualdad social del Uruguay*, Fascículo 3, Montevideo: Trilce.

Veiga, D. (2015), *Desigualdades sociales y territoriales en Uruguay*, Montevideo: DS/FCS/UdelaR.

Anexos

Tabla A-1

Uruguay, Quinquenios 1996-200 y 2011-2015: Tasa Global de Fecundidad, Edad Media a la Maternidad, Tasa de Fecundidad Adolescente y pertenencia a Modelo Patrón

	TGF		EMM		Fec. Adolescente 15-19 años (por mil)		Modelos
	1996-2000	2011-2015	1996-2000	2011-2015	1996-2000	2011-2015	Patrón
Montevideo	2,01	1,89	27,81	28,28	57,0	56,8	P1
Artigas	2,94	2,23	26,85	26,51	102,7	79,0	P3
Canelones	2,31	1,69	27,17	28,04	68,2	43,4	P2
Cerro Largo	2,82	2,17	26,72	26,81	98,3	72,3	P3
Colonia	2,38	2,06	27,31	27,57	62,2	52,8	P4
Durazno	2,90	2,11	27,05	27,02	90,2	71,2	P3
Flores	2,34	2,07	26,45	26,73	80,9	64,7	P3
Florida	2,35	1,89	27,39	27,58	63,7	52,5	P4
Lavalleja	2,49	1,96	27,18	27,36	74,8	56,3	P4
Maldonado	2,44	2,02	26,93	27,31	76,4	58,9	P4
Paysandu	2,90	2,14	27,09	27,28	92,8	65,7	P4
Rio Negro	2,73	2,20	26,59	26,73	94,5	75,8	P3
Rivera	2,77	2,19	27,09	27,08	96,0	68,5	P3
Rocha	2,40	2,08	26,50	26,66	79,9	65,6	P3
Salto	3,05	2,34	27,13	27,15	99,1	76,1	P3
San José	2,28	1,83	27,06	27,47	73,9	50,0	P4
Soriano	2,81	2,01	26,95	26,98	85,9	59,5	P4
Tacuarembo	2,91	2,09	27,09	27,13	93,3	68,1	P3
Treinta y Tres	2,61	1,91	26,96	26,70	85,3	65,3	P3
Interior	2,58	1,93	27,03	27,32	81,4	59,3	
Uruguay	2,32	1,94	27,33	27,71	71,3	58,3	

Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013)

Tabla A-2

Uruguay, Quinquenios 1996-2000 y 2012-2015: Esperanza de vida al nacer por departamento, según sexo

	Hombres		Mujeres		Total	
	1996-2000	2012-2015	1996-2000	2012-2015	1996-2000	2012-2015
Montevideo	70,10	73,40	78,38	80,55	74,43	77,20
Artigas	70,11	71,74	78,89	79,62	74,18	75,48
Canelones	71,08	73,69	78,71	80,37	74,75	77,02
Cerro Largo	69,48	71,91	78,14	78,67	73,52	75,22
Colonia	72,03	73,21	80,25	81,13	75,94	77,05
Durazno	71,45	73,04	78,90	80,36	74,94	76,51
Flores	72,15	72,83	80,35	82,22	76,04	77,28
Florida	72,16	73,69	78,95	81,22	75,34	77,33
Lavalleja	70,99	72,26	79,35	79,89	74,87	75,95
Maldonado	71,06	73,96	79,28	81,43	74,94	77,64
Paysandu	71,11	73,67	78,55	80,84	74,59	77,20
Rio Negro	71,84	74,10	79,19	80,50	75,07	77,14
Rivera	69,18	72,67	77,51	79,19	73,15	75,93
Rocha	69,39	72,34	77,99	79,44	73,37	75,74
Salto	70,68	72,97	77,49	79,14	73,97	76,01
San Jose	69,68	71,96	77,75	79,96	73,42	75,76
Soriano	70,99	73,33	78,00	79,72	74,27	76,42
Tacuarembo	69,85	71,99	77,64	79,72	73,41	75,67
Treinta y Tres	69,76	72,53	76,69	78,45	73,03	75,44
Interior	70,73	73,09	78,53	80,16	74,41	76,55
Uruguay	70,47	73,21	78,45	80,34	74,42	76,82

Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013)

Tabla A-3

Uruguay, Quinquenios 1996-2000 y 2012-2015: Esperanza de vida a la edad 65 nacer por departamento, según sexo

	Hombres		Mujeres		Total	
	1996-2000	2012-2015	1996-2000	2012-2015	1996-2000	2012-2015
Montevideo	14,07	15,77	18,83	19,95	16,78	18,20
Artigas	14,38	14,96	19,49	19,41	16,88	17,17
Canelones	14,69	15,64	19,09	19,55	16,93	17,72
Cerro Largo	14,59	15,45	18,79	18,89	16,70	17,24
Colonia	15,02	15,83	20,02	20,04	17,55	18,02
Durazno	15,01	15,47	20,05	20,09	17,49	17,73
Flores	15,40	15,68	19,96	20,98	17,73	18,40
Florida	15,31	15,64	19,35	20,26	17,32	18,00
Lavalleja	14,62	15,61	19,22	19,38	16,90	17,59
Maldonado	14,43	15,96	19,44	20,60	16,95	18,40
Paysandu	14,65	15,56	18,78	20,06	16,66	17,90
Rio Negro	14,17	15,94	19,44	20,29	16,53	18,10
Rivera	14,46	15,32	19,06	19,44	16,83	17,52
Rocha	14,34	15,20	18,96	19,75	16,64	17,48
Salto	14,23	15,53	18,23	19,26	16,27	17,45
San Jose	14,46	15,02	18,52	19,81	16,46	17,46
Soriano	14,42	15,33	18,87	19,18	16,60	17,27
Tacuarembo	14,29	15,02	18,99	19,95	16,58	17,46
Treinta y Tres	14,00	15,35	18,01	19,05	16,03	17,26
Interior	14,59	15,51	19,10	19,71	16,85	17,69
Total	14,36	15,61	18,96	19,82	16,81	17,91

Fuente: Elaboración propia basada en Estadísticas Vitales y las Estimaciones y Proyecciones de Población (revisión 2013)

Tabla A-4

Uruguay, 2007-2011: Indicadores de migración interna según departamento

Departamento	Tasa Neta de Migración	Tasa Bruta de Inmigración	Tasa Bruta de Emigración	Índice sintético de emi-gración, varones	Índice sintético de emi-gración, mujeres	Distribución de la emigración interna (%)	Distribución de la inmigración interna (%)
Montevideo	-2,8	7,4	10,2	0,759	0,746	39,4%	28,5%
Artigas	-9,8	5,3	15,0	0,982	1,083	3,5%	1,2%
Canelones	10,5	18,0	7,5	0,559	0,594	11,6%	27,8%
Cerro Largo	-3,7	7,7	11,4	0,796	0,849	3,0%	2,0%
Colonia	1,3	9,8	8,6	0,586	0,651	3,2%	3,7%
Durazno	-4,5	9,7	14,1	1,003	1,082	2,5%	1,7%
Flores	-2,5	11,3	13,8	0,919	1,056	1,1%	0,9%
Florida	-2,4	10,5	13,0	0,960	1,025	2,7%	2,2%
Lavalleja	-3,3	9,4	12,7	0,999	1,028	2,3%	1,7%
Maldonado	9,1	17,2	8,1	0,579	0,592	3,9%	8,3%
Paysandú	-2,9	6,9	9,8	0,697	0,734	3,4%	2,4%
Rio Negro	-1,9	11,7	13,6	0,933	1,062	2,3%	2,0%
Rivera	-3,2	6,9	10,1	0,695	0,801	3,2%	2,2%
Rocha	-1,2	10,2	11,3	0,729	0,894	2,3%	2,1%
Salto	-2,6	6,7	9,4	0,635	0,703	3,6%	2,6%
San José	5,9	14,6	8,7	0,620	0,681	2,8%	4,7%
Soriano	-4,9	7,6	12,5	0,903	0,943	3,2%	1,9%
Tacuarembó	-4,9	8,4	13,3	0,957	0,997	3,8%	2,4%
Treinta y Tres	-3,7	10,5	14,2	0,986	1,093	2,1%	1,6%

Fuente: Elaboración propia basada en el Censo de Población 2011 (INE)

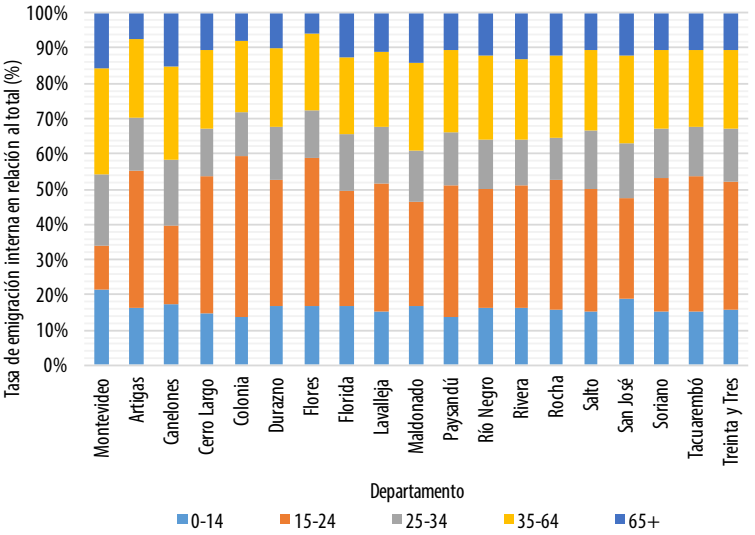
Tabla A-5

Uruguay, 2007-2011: Distribución de las tasas de emigración interna por grupos de edad según departamento

edad	Monte-video	Artigas	Canelo-nes	Cerro Largo	Colonia	Durazno	Flores	Florida	Lavalleja	Maldo-nado	Paysandú	Rio Negro	Rivera	Rocha	Salto	San José	Soriano	Tacuarembó	Treinta y Tres
0-4	9,3	5,7	6,2	4,8	4,8	6,6	7,4	6,0	6,0	7,0	5,5	6,2	6,3	5,2	6,6	7,9	6,2	5,5	5,6
5-9	7,3	5,1	5,9	4,9	4,6	5,4	4,9	5,6	4,8	5,3	4,3	5,3	5,2	4,9	4,7	5,6	5,0	5,0	5,4
10-14	5,1	5,3	5,1	5,0	4,2	4,8	4,7	5,0	4,5	4,6	4,1	4,9	4,7	5,9	4,2	5,3	4,4	4,8	4,9
15-19	4,7	24,5	9,6	25,5	33,2	22,1	28,2	20,7	23,6	18,0	23,3	21,6	21,7	25,0	19,3	16,0	25,5	25,0	22,4
20-24	7,6	14,6	12,8	13,3	12,5	13,6	13,5	12,3	13,0	11,2	13,8	11,9	13,0	11,5	15,2	12,7	12,3	13,1	13,9
25-29	10,4	8,5	11,0	8,1	7,4	8,7	8,0	8,7	9,3	8,2	8,8	7,5	7,4	6,8	10,6	9,2	7,9	8,2	8,6
30-34	9,6	6,7	7,5	5,4	5,5	6,3	-5,6	7,2	6,5	6,3	6,3	6,4	5,9	5,3	6,2	6,3	5,7	6,1	6,5
35-39	7,4	5,2	6,0	5,4	4,5	4,6	5,5	5,3	5,0	4,5	4,6	5,8	5,2	5,1	4,8	5,8	5,2	4,4	5,6
40-44	5,3	4,7	5,3	4,0	3,9	4,7	4,2	4,5	4,2	4,5	4,2	5,6	4,1	4,7	4,5	5,3	5,2	4,1	4,1
45-49	4,7	3,8	5,0	4,2	4,3	4,2	4,0	4,0	3,8	4,2	4,8	4,9	4,2	4,1	4,3	4,5	4,2	4,3	3,7
50-54	4,4	3,3	4,0	3,8	3,2	3,4	3,1	2,9	3,2	4,0	3,5	3,6	3,5	3,7	3,6	3,7	3,2	3,6	3,3
55-59	4,2	3,0	3,4	2,8	2,4	3,3	2,5	2,9	2,8	4,0	3,4	2,4	3,0	3,1	3,0	2,5	2,6	2,8	3,0
60-64	4,3	2,5	2,9	2,3	1,9	2,4	2,5	2,4	2,1	3,6	2,9	2,1	2,8	2,4	2,5	2,6	2,4	2,2	2,7
65+	15,6	7,2	15,2	10,4	7,8	9,9	5,9	12,4	11,2	14,4	10,8	11,8	13,0	12,2	10,5	12,3	10,3	10,8	10,3
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
0-14	21,7	16,1	17,2	14,7	13,5	16,8	17,0	16,7	15,2	17,0	13,8	16,3	16,2	16,0	15,5	18,8	15,5	15,4	16,0
15-24	12,3	39,0	22,4	38,9	45,7	35,7	41,7	33,0	36,6	29,3	37,1	33,6	34,7	36,5	34,5	28,7	37,8	38,2	36,3
25-34	20,1	15,2	18,6	13,6	12,8	15,0	13,6	15,9	15,8	14,5	15,1	13,9	13,4	12,2	16,8	15,6	13,6	14,3	15,0
35-64	30,4	22,4	26,5	22,5	20,1	22,5	21,8	22,0	21,2	24,9	23,3	24,4	22,8	23,1	22,8	24,5	22,8	21,4	22,4

Fuente: Elaboración propia basada en el Censo de Población 2011 (INE)

Gráfico A-6
Uruguay, 2007-2011: Distribución de las tasas de emigración interna por grupos de edad según departamento



Fuente: Elaboración propia basada en el Censo de Población 2011 (INE)

Conclusiones

Convergencia demográfica al nivel sub-nacional ¿qué hemos aprendido?

Conclusions: Demographic convergence at sub-national level – What have we learned?

Leandro M. González[1]
Ludi Simpson[2]

1 CIECS (CONICET y UNC) y Centro de Estudios Avanzados, UNC. Argentina, <leandrogonzalez@yahoo.com.ar>

2 University of Manchester, Reino Unido, <ludi.simpson@manchester.ac.uk>

Resumen

Las bases de datos construidas por el proyecto s-ALyC han ofrecido un rico material estadístico para que se abordaran las diferentes preguntas propuestas al comienzo del trabajo. Los diferentes colaboradores de este libro nos han dado elementos de juicio para afirmar que no hay indicios claros de una convergencia general a escala subnacional, sino que depende de cada país y de los componentes demográficos que se trate. Si bien el continente ha avanzado en la transición demográfica al nivel de países, persisten distintos ritmos de descenso de fecundidad y mortalidad que están asociados a las diferencias sociales que caracterizan a la región. En Sudamérica se observan algunas áreas limítrofes que son más semejantes entre sí que con el resto de sus países, aunque no se verifica en América Central. Se han objetado también las hipótesis de convergencia adoptadas habitualmente por los institutos nacionales de estadística, las que no tienen sustento empírico.

Palabras clave: Convergencia. Transición demográfica. Proyecciones. Desigualdad social

Abstract

The databases constructed by the s-ALyC Project have provided rich statistical material to address the questions proposed at the beginning of the work. The various contributors to this book have given us a variety of judgements from which we can affirm that there are no indications of general convergence at subnational scale, but that the answers depend on each country and the demographic component which is considered. Although the continent's countries have certainly advanced along the demographic transition, there remain different rhythms to the fall of fertility and mortality which are associated with social diversity that characterises the region. In South America some neighbouring areas are more similar to each other than the other areas in their countries, though this was not repeated in Central America. Hypotheses of convergence habitually adopted by national statistical agencies have been refuted here, as they do not have empirical support.

Keywords: Convergence. Demographic transition. Projections. Social inequality

Hemos llegado al final de este recorrido a través de las valiosas contribuciones ofrecidas por diferentes colegas, tanto de la región como también de Europa. Las bases de datos construidas por el proyecto s-ALyC han ofrecido un rico material estadístico para que se abordaran las diferentes preguntas propuestas al comienzo del trabajo. Diferentes miradas y metodologías han ofrecido interesantes observaciones sobre las dinámicas subnacionales en el continente, especialmente evaluando la existencia de tendencias a la convergencia o divergencia de los indicadores demográficos. Intentaremos aquí resumir y valorar los aportes hechos por los autores y ofrecer un panorama que oriente la investigación futura, con vistas a mejorar las proyecciones de poblaciones subnacionales.

Proponemos recuperar las respuestas formuladas a las tres preguntas que inspiraron estas investigaciones.

Primera pregunta: ¿Ha disminuido la variación demográfica dentro de los países latinoamericanos? O sea, ¿qué evidencia existe de convergencia demográfica?

Podemos decir que no hay indicios claros de una *convergencia general* a escala subnacional, sino que depende de cada país y de los componentes demográficos que se trate. Diversos autores han encontrado patrones cambiantes entre situaciones de divergencia y convergencia, según las etapas del cambio demográfico que experimentó cada país (Mendes Borges, Brenes, Villarraga).

Si bien es indudable que el continente ha avanzado en la *transición demográfica* al nivel de países, persisten distintos ritmos de descenso de fecundidad y mortalidad que están asociados a las diferencias sociales que caracterizan a la región. Korenjak-Černe y Simpson ilustran los patrones de envejecimiento gradual de la estructura etaria de las poblaciones latinoamericanas, asociadas a la disminución del empleo en la agricultura y al incremento de la urbanización, la educación y el empleo femenino; destacan también que algunas DAM muestran comportamientos atípicos que pueden relacionarse con la migración y eventos catastróficos. Señalan que las pirámides demográficas se muestran más similares para las áreas subnacionales desde la década de 1970 en adelante. Urdinola por su parte señala que en Colombia existe un patrón de convergencia de fecundidad y mortalidad para las DAM hacia dos grupos principales, diferenciados por poblaciones numerosas en un caso y escasas en el otro.

Con relación a la *fecundidad*, Brenes señala que no hay certeza sobre una convergencia subnacional a pesar de la tendencia que observa Dorius (2008) desde 1990. Nuestro colaborador sostiene que las desigualdades

sociales provocan diferencias en las DAM, especialmente en los países que se encuentran en plena transición. Reconoce que algunos países sí muestran comportamientos convergentes, estimados a partir de la relación niños/mujeres en edad fértil (Perú, Nicaragua, República Dominicana y Argentina).

Por otra parte Villarraga observa procesos de divergencia en la fecundidad subnacional entre las décadas de 1950 y 1980, que cambian hacia una convergencia a partir de 1990. Este autor diferencia los ritmos en las tendencias convergentes según el nivel de fecundidad: los países con mayor fecundidad muestran una convergencia para sus DAM más acelerada y con mayor margen para continuar el proceso (Ecuador, Guatemala, Bolivia y Perú); en el resto de los países la tendencia es más suave y con un margen acotado a futuro, ya que se encuentran cerca del nivel de remplazo.

Algunos colaboradores expusieron experiencias puntuales en algunos países. En el caso de Brasil se destaca la rapidez del descenso de la fecundidad y la convergencia registrada desde 1990, aunque en el futuro se espera un suavizamiento de esta tendencia por la baja fecundidad alcanzada en casi todo el país. En cambio en Argentina se observa una convergencia reciente (2000-10), producida por el rápido descenso de las provincias con mayor fecundidad (Sacco y Mendes Borges, Mendoza Villavicencio). Uruguay por su parte ha mostrado una mayor homogeneidad histórica, aunque se observan tendencias divergentes en la edad media a la maternidad y la persistencia de la fecundidad adolescente genera incertidumbre sobre la convergencia futura (Blanes).

Con relación a la *mortalidad*, contamos con menos investigaciones que hayan indagado la posibilidad de convergencia al nivel subnacional. Villarraga encuentra en la literatura indicios de una tendencia regional a una convergencia modesta hasta la década de 1980, que luego cambia el sentido hacia la divergencia entre áreas subnacionales.

Mendes Borges señala que la idea de la convergencia se encuentra implícita en la noción de transición epidemiológica, especialmente en su etapa avanzada cuando la mortalidad se estabiliza a muy bajos niveles. Advierte también que los patrones regionales de mortalidad son extremadamente complejos; la posibilidad de experimentar procesos de convergencia dependerá de la evolución de las desigualdades sociales, la capacidad de los gobiernos de reducir las enfermedades transmisibles y los factores de riesgo.

Los colaboradores en este libro han señalado algunas trayectorias nacionales en la mortalidad. Mendes Borges señala que en Brasil y México coexisten enfermedades infecciosas con otras crónicas, y que no existe un patrón claro de evolución por la persistencia de las desigualdades sociales entre regiones. Para Brasil observa convergencia en la mortalidad hasta los

5 años; la esperanza de vida juvenil y adulta converge hasta 1991 para luego cambiar hacia un proceso de divergencia entre las DAM. En el caso de Uruguay, Blanes y otros observan una ligera convergencia subnacional con excepción de la mortalidad femenina en edades avanzadas; los factores de riesgo en las primeras etapas de la vida se muestran más homogéneos a lo largo del territorio nacional. Advierten también estos autores que el panorama de la convergencia puede ser distinto si se reduce la escala de análisis, ya que las DAM esconden importantes diferencias sociales perceptibles a menor escala por el fenómeno de la segregación residencial.

Otro elemento demográfico que se analizó fue la evolución de las *tasas de jefatura* y el tamaño de los hogares. Simpson observa que en la mayoría de los países no hay una convergencia hacia un solo valor de jefatura femenina, pero las variaciones de las tasas tienden a reducirse en torno al promedio de cada país. El autor destaca el visible aumento de las tasas de jefatura femenina desde la década de 1980, que está relacionado con la disminución de tamaño medio de los hogares, la ausencia de varones adultos y el continuo descenso de la fecundidad.

Respecto a la *participación económica* de la población, Torres y Rojas Cabrera afirman que no se encuentran evidencias claras de convergencia de las DAM. Sostienen que la participación laboral está fuertemente influenciada por la proporción de niños en los hogares, el nivel de educación alcanzada, como también a las particularidades de cada país y año considerado.

Segunda pregunta: ¿La similitud entre áreas es más fuerte dentro de un país, o entre las áreas similares de otros países? O sea, ¿qué evidencia existe de tendencias demográficas caracterizadas por la geografía, por ejemplo del clima, del desarrollo económico o de otro tipo?

El capítulo de Brenes-Camacho ensaya la relación niños/mujeres como variable de fecundidad entre las DAM fronterizas de 10 países. En Sudamérica encuentra que las áreas limítrofes son más semejantes entre sí que con el resto de sus países, con excepción de Chile y Brasil. América Central en cambio no confirma este fenómeno, y el autor propone que la causa puede encontrarse en los problemas con la información disponible más que con la realidad sociodemográfica de las áreas fronterizas.

Las áreas fronterizas fueron menos indagadas por los colaboradores del proyecto, quienes en general priorizaron el análisis de la región en su conjunto o grupos de países. Las evidencias encontradas por Brenes-Camacho ameritan la propuesta de extender y profundizar el análisis a otros países, ya que las similitudes socioculturales entre áreas vecinas de países fronterizos

sugieren la existencia de patrones demográficos comunes que pueden diferir mucho de las restantes regiones nacionales.

Tercera pregunta: ¿Qué podemos aprender de esta evidencia para hacer más confiable nuestros supuestos que subyacen en las proyecciones de población futura?

Varios colaboradores han planteado en sus trabajos que las hipótesis de convergencia adoptadas habitualmente por los institutos nacionales de estadística no tienen sustento empírico (Mendes Borges). En la Introducción también hablamos de supuestos de conveniencia, para referirnos a estrategias metodológicas que reducen la incertidumbre sobre la evolución futura de las subáreas.

De la lectura de los diferentes capítulos podemos proponer que los supuestos de convergencia de las DAM deben ser cuidadosamente analizadas para cada país. Según sea la disponibilidad y calidad de la información estadística que se cuente, cada país presenta un perfil demográfico que no puede ser generalizado al patrón que siguen los países en el contexto continental. Como se ha visto, no se puede suponer que se vaya a producir una convergencia de los indicadores demográficos en el futuro si no se ha constatado una tendencia histórica reciente en dicho sentido.

Se presentan aquí dos opciones prácticas para las tasas demográficas en las proyecciones subnacionales. En la primera opción podemos asumir una convergencia futura de las tasas demográficas, de manera que las áreas se volverán cada vez más similares entre sí. Alternativamente en una segunda opción podemos suponer que las diferencias entre las áreas permanecerán iguales. Este último supuesto parece ser más apropiado con la evidencia que nuestros colaboradores han reunido. La suposición de diferencias futuras no significa que no haya cambios previstos: se espera que todas las áreas aumenten su esperanza de vida o disminuyan su fecundidad. Se puede asumir una tendencia nacional aplicable a todas las áreas menores.

Existen casos donde claramente un supuesto de permanencia de diferencias entre las áreas no sería apropiado. Primero cuando los indicadores se están aproximando a una fecundidad baja límite, o a un límite superior como en el caso de las jefaturas de hogar femeninas. Se puede esperar una convergencia de manera que las áreas que se han desarrollado más lentamente puedan alcanzar a las más desarrolladas, incluso no totalmente.

En el segundo caso, y relacionado con el primero, el avance de la transición demográfica hacia bajos niveles de fecundidad y mortalidad a lo largo del continente, puede esperarse que sea acompañado por algún grado de convergencia. Por el contrario, si se dispusiera de series históricas de datos

más extensas, podríamos esperar que la divergencia haya acompañado el comienzo de la transición demográfica, y que algunos países avanzaran más rápidamente que otros.

En el tercer caso, donde pueda esperarse que las desigualdades sociales entre las áreas disminuyan, es probable que también se reduzcan las desigualdades demográficas. Ya hemos visto la estrecha relación entre características sociales y demográficas en los capítulos de Korenjak-Černe, Torres y Simpson.

Sin embargo, aunque las desigualdades sociales son menores en algunos países y en algunos períodos, y por lo tanto puedan reducirse, es evidente que no están en vías de que desaparecer por el momento. Es por eso que un supuesto de convergencia socio-económica o demográfica probablemente no sea realista. El mantenimiento de las actuales diferencias reconoce que las características demográficas locales reflejan todas las características (socio-económicas, culturales, etc.) que distinguen un área de otra.

Medidas de convergencia, calidad de datos y propuestas de investigación

Si bien los autores han coincidido en la utilización de indicadores estadísticos de medición de la convergencia (de dispersión, de convergencia sigma y beta), advierten que cada indicador puede ofrecer diferentes resultados sobre convergencia/divergencia y a veces oponerse. Es necesario efectuar una interpretación cuidadosa de los resultados ofrecidos por los diferentes indicadores estadísticos, a la luz de los valores asumidos por los factores demográficos (especialmente cuando la fecundidad es baja) y acerca de la calidad de la información disponible.

Para la medición específica de los fenómenos de convergencia los autores han coincidido en dos indicadores principales: sigma y beta. La *convergencia sigma* se basa en el ritmo de cambio del desvío estándar de los indicadores a lo largo del período analizado; la convergencia está representada por un valor negativo, es decir una disminución de la variación en torno a los valores medios. Este concepto corresponde al significado más obvio de convergencia: hacía una mayor similitud entre áreas. Por otro lado, la *convergencia beta* ilustra los cambios que se producen en el orden de las subáreas a lo largo del período analizado; la convergencia se verifica con valores negativos de beta, que significa que las áreas más rezagadas registran aumentos más rápidos que las áreas adelantadas. Simpson advierte

que pueden darse convergencias/divergencias sigma y beta de manera independiente, y hasta contradictorias (puede haber cambios en el orden de las subáreas sin modificarse la variación total del indicador). Por otra parte no vemos la utilidad del concepto de convergencia beta dentro de las proyecciones demográficas.

Algunas propuestas puntuales fueron formuladas. Korenjak-Černe y Simpson recomiendan realizar un análisis de la información específica de cada área al momento de formular las proyecciones, ya que los modelos multivariados y las regresiones pueden indicar tendencias generales que no necesariamente ilustren las especificidades locales de cada país. En relación con las tasas de jefatura, Simpson también propone efectuar una estimación de las tasas futuras teniendo en cuenta el ritmo de crecimiento verificado en el último período intercensal.

Un tema que fue mencionado en algunos capítulos de este libro se refiere a la *calidad de los datos* recopilados en la base del proyecto. Al respecto cabe aclarar que no se han realizado ajustes de la información censal por omisión, ni tampoco ajustes sobre las estadísticas vitales por subregistro. Cabe advertir también que la calidad y cobertura de la información demográfica en América Latina y el Caribe es heterogénea entre los países, a pesar de verificarse importantes avances en ambos aspectos. Es preciso que los futuros usuarios de esta información tomen debida nota de esta característica de las bases, y que se informen adecuadamente de la calidad de la información en los informes técnicos de las oficinas públicas de estadística de los países que investiguen.

Un aspecto no abordado en este libro se refiere a la *experiencia subnacional de otras regiones del mundo*. Los países desarrollados se han anticipado históricamente en la transición demográfica y pueden ofrecer pistas que sugieran similitudes con la dinámica subnacional latinoamericana. Si bien es conocida la diferencia entre ambos procesos, tanto en la velocidad de la experiencia latinoamericana y la intensidad de la transición en Europa, se recomienda indagar sobre las investigaciones realizadas sobre tendencias subnacionales en dicho continente a fin de confrontar sus modalidades y sugerir posibles escenarios futuros que se podrían esperar en esta región.

Con relación a la perspectiva de las *proyecciones subnacionales*, consideramos que los capítulos de este libro ofrecen panoramas nacionales válidos para tener en cuenta por los especialistas. Si bien no se puede observar una tendencia demográfica convergente en todo el continente, ni en todas las variables demográficas, los autores han ofrecido análisis detallados de la dinámica en países como Brasil, Uruguay, Argentina, Chile y Colombia entre otros. Cada país muestra un patrón propio de convergencia

o divergencia de sus variables poblacionales, de acuerdo a su posición y ritmo de avance en la transición demográfica.

En la faz metodológica ha sido claramente cuestionada la estrategia de convergencia existente en numerosas proyecciones oficiales de áreas subnacionales. Recomendamos a los especialistas tomar en cuenta las trayectorias reales observadas por cada país, especialmente en los descensos de la fecundidad y la mortalidad, a fin de imaginar trayectorias futuras más realistas. Varios autores han señalado que las diferencias sociales persistentes entre subpoblaciones no permiten suponer la nivelación en torno a valores promedio; al contrario, la escalas geográficas más reducidas (Divisiones Administrativas Menores) denotan con claridad fenómenos de segregación residencial como manifestación clara de las desigualdades sociales entre estratos sociales.

Al finalizar este libro nos queda por sugerir algunos *temas de trabajo futuro*. Los indicadores de *mortalidad* han sido poco abordados por el momento, por lo cual se invita a los demógrafos latinoamericanos y de otras regiones a analizar con detenimiento la convergencia/divergencia de las esperanzas de vida, las tasas de mortalidad infantil y materna de las DAM recopiladas en este proyecto, a fin de complementar el conocimiento logrado en materia de fecundidad. Otro aspecto que proponemos es el análisis de los perfiles sociodemográficos de las poblaciones subnacionales, para proponer *tipologías de DAM* que ilustren mejor la heterogeneidad geográfica y cultural que subyace en las diferencias sociales conocidas.

Referencias

Dorius, S. (2008), "Global Demographic Convergence? A Reconsideration of Changing Intercountry Inequality in Fertility", en *Population and Development Review*, Vol.34, N° 3, p. 519-537

Noticia de los autores

Amand Blanes. Doctor en Demografía por la Universidad Autónoma de Barcelona (uab) y Licenciado en Geografía e Historia, en Ciencias Políticas y Sociología. Investigador del Centro de Estudios Demográficos (ced) y profesor asociado de la uab. En el ced dirige y coordina proyectos de proyecciones de población para diferentes administraciones y organismos públicos. Otra línea de investigación se centra en los aspectos relacionados con la mortalidad, la discapacidad y la salud de la población. Su publicación más reciente es *Migracions, llars i escenaris de futur de la població metropolitana a l'amb* (con Andreu Domingo). Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona. Anuari Metropolità de Barcelona 2015.
Correo electrónico: <ablanes@ced.uab.es>

Gilbert Brenes-Camacho. Investigador en demografía del Centro Centroamericano de Población (ccp) y profesor asociado de la Escuela de Estadística, de la Universidad de Costa Rica (ucr). Posee una Maestría en Estadística, una Maestría en Salud de la Población, y un Doctorado en Sociología de la Universidad de Wisconsin-Madison. Su investigación se centra en procesos de envejecimiento en América Latina, mortalidad y salud, y proyecciones de población. Su publicación más reciente son "Factores socioeconómicos asociados a la percepción de situación socioeconómica entre adultos mayores de dos países latinoamericanos", en *Revista de Ciencias Económicas*, 31(1), 2013 y "Favourable changes in economic well-being and self-rated health among the elderly", en *Social Science & Medicine* 72(8), 2011.
Correo electrónico: <gbrenes@ccp.ucr.ac.cr>, <gilbert.brenes@ucr.ac.cr>

Leandro M. González. Investigador de ciecs (conicet y unc) y Director de la Maestría en Demografía, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. Investigaciones: proyecciones de población, vulnerabilidad sociodemográfica. González, L. – Ribotta, B. – Santillán, M. (2015), "Rezagos transicionales y vulnerabilidad social en la dinámica poblacional contemporánea. Argentina, 2001-2013": San José de Costa Rica, revista *Población y Salud en Mesoamérica*. González, L. y Torres, E. (2012), "Estimaciones de población en áreas menores en América Latina: revisión de métodos utilizados": alap. González, L. y otros (2009), *Lecturas sobre vulnerabilidad y desigualdad social*: Córdoba, Centro de Estudios Avanzados (unc).
Correo electrónico: <leandrogonzalez@yahoo.com.ar>

Martín Koolhaas. Candidato a Doctor en Estudios de Población, Magister en Demografía y Licenciado en Ciencia Política por la Universidad de la República. Docente e investigador del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Se ha dedicado sobre todo al estudio de la migración internacional en Uruguay. Su publicación más reciente es "Migración internacional de retorno en el Uruguay y reinserción laboral en tiempos de crisis económica internacional (2011-2013)", en *Notas de Población* 103 (julio-diciembre 2016). Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay.
Correo electrónico: <martin.koolhaas@cienciassociales.edu.uy>

Simona Korenjak-Černe. Assistant Professor at the University of Ljubljana, Faculty of Economics, Slovenia. Research: clustering, symbolic data analysis – applied methods. Korenjak-Černe S., Kejžar, N., and Batagelj, V. (2014) A weighted clustering of population pyramids for the world's countries, 1996, 2001, 2006. *Population Studies: A Journal of Demography*. University of Ljubljana, Faculty of Economics, Kardeljeva ploščad 17, 1000 Ljubljana, Slovenia. Phone: ++386 1 5892 400. Fax: ++386 1 5892 698.
Correo electrónico: <simona.cerne@ef.uni-lj.si>

Miguel A. Lara. Área financiera del Banco Caja Social, Bogotá, Colombia. Magister en Ciencias Estadísticas (Universidad Nacional de Colombia-Bogotá) y en Estadística Aplicada al Sector Público (Universidad Alcalá de Henares, España). Línea de investigación en Demografía, específicamente en temas relacionados a proyecciones de población. Colaborador en la creación y actualización de la Base de Mortalidad Humana para América Latina, específicamente para Colombia. Dirección: Banco Caja Social Bogotá (Colombia), Carrera 7 # 77-65 piso 6, 110221, Tel: (0571) 3138000 ext. 11683.
Correo electrónico: <malarag@unal.edu.co>; <miguel_1222@yahoo.com>

Gabriel Mendez. Actuario (Universidad Federal de Minas Gerais), Magister en Estudios de Población e Investigación Social (Escuela Nacional de Ciencias Estadísticas – ence) y Candidato a Doctor en Demografía (University of California, Berkeley). Investigador de la Coordinación de Población e Indicadores Sociales del Instituto Brasilero de Geografía y Estadística (ibge). Sus áreas de interés incluyen proyecciones de población, mortalidad, fecundidad, métodos demográficos, producción de datos demográficos, censos y encuestas de hogares.
Correo electrónico: <gmendesb@hotmail.com>

Felipe Ferreira Monteiro. Departamento de Demografia e Ciências Atuariais, Universidade Federal do Rio Grande do Norte. MSc. em

Demografia, Arquiteto, Membro do observatório das Migrações Nordestinas da ufrn. Sua produção recente tem se concentrado nas áreas de estudos sobre crescimento urbano, fecundidade em espaços urbanizados. Publicação recente: Ojima, R.; Monteiro, F. F.; Nascimento, T. C. L. Urbanização dispersa e mobilidade no contexto metropolitano de Natal: a dinâmica da população e a ampliação do espaço de vida. *Urbe. Revista Brasileira de Gestão Urbana*, v. 7, p. 9-20, 2015.
Correo electrónico: <felipefmonteiro@gmail.com>

Mathías Nathan. Candidato a Doctor en Estudios de Población, Magister en Demografía y Licenciado en Sociología por la Universidad de la República. Docente e investigador del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Su labor de investigación incluye los temas de fecundidad y comportamiento reproductivo, cambio familiar, dinámica demográfica y producción de datos demográficos. Su publicación más reciente es "Diverging patterns of fertility decline in Uruguay" (junto a Ignacio Pardo y Wanda Cabella), *Demographic Research*, 2016, vol 34, art 20, pp. 563-586.
Correo electrónico: <mathias.nathan@cienciasociales.edu.uy>

Ignacio Pardo. Doctor en Sociología por la Universidad Complutense de Madrid, Diplomado en Análisis de Información Sociodemográfica por la Universidad de la República y Magister y Licenciado en Sociología por la Universidad de la República. Es docente e investigador del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Actualmente, su labor de investigación sociodemográfica se concentra en temas de fecundidad. También trabaja en líneas relacionadas con la transición a la adultez, la evaluación de programas sociales, las políticas de población y los debates en torno al vínculo entre población y desarrollo. Se publicación más reciente es "¿Es hora de usar indicadores refinados para estudiar la fecundidad en América Latina?", *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 33(3), 2016, pp. 475-493 (junto a Wanda Cabella).
Correo electrónico: <ignacio.pardo@cienciassociales.edu.uy>

Eleonora Rojas Cabrera. Doctora en Demografía por la Universidad Nacional de Córdoba (unc), Argentina. Es investigadora asistente del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (conicet) con sede en el Centro de Estudios e Investigaciones sobre Cultura y Sociedad (ciecs - conicet y unc). Su producción se centra en temas de población desde un enfoque socio-demográfico.
Correo electrónico: <eleonorarojascabrera@gmail.com>

Nicolás Sacco. Candidato a Doctor en Ciencias Sociales con especialización en Demografía Social (2017), Universidad de Buenos Aires. Visitante en Demografía, Universidad de California. Especialista en Demografía Social (UNLu), Magíster en Estadística Aplicada (untref), Licenciado y Profesor en Sociología (uba). Docente de la uba-Facultad de Ciencias Sociales. Ex-becario del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (conicet) y la de la uba. Líneas de investigación: Demografía Social, Demografía de la Desigualdad, Clases Sociales, Transición Demográfica.
Correo Electrónico: <nsacco@sociales.uba.ar>

Ludi Simpson. Professor of Population Studies, University of Manchester, uk. Doctor in Statistics from the University of London. Research: population forecasts and land planning; forecasting software; ethnicity, migration, and segregation. Advisor to uk statistics agencies on demographic estimation and projection. Publicaciones recintes: Jivraj, S., & Simpson, L. (eds) (2015). E*thnic identity and inequalities in Britain: The dynamics of diversity* Bristol: Policy Press. University of Manchester, Department of Social Statistics, Manchester M13 9pl, uk. Phone: ++44 1274 591935.
Correo Electrónico: <ludi.simpson@manchester.ac.uk>

Eduardo Torres. Doctor en Demografía por la Universidad Nacional de Córdoba (unc), Argentina. Es investigador asistente del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (conicet) con sede en el Centro de Estudios e Investigaciones sobre Cultura y Sociedad (ciecs - conicet y unc); y docente de la Facultad de Ciencias Económicas (fce) de la unc. Su producción se centra en temas de población desde un enfoque socio-demográfico.
Correo electrónico: <torresedu@gmail.com>

B. Piedad Urdinola. Profesora Asociada del Departamento de Estadística de la Universidad Nacional de Colombia-Bogotá. Ph.D. en Demografía de la U. de Berkeley, profesora visitante "Tinker" en Stanford (2011) y "Santo Domingo" en Harvard (2015). Su investigación cubre diferentes temas demográficos para Latinoamérica, co-dirige y administra la Base de Mortalidad Humana para América Latina y dirige el capítulo para Colombia del proyecto internacional *National Transfer Account*s. Publicaciones recientes: "Mortality Atlas of Homicides in Colombia: Contagion and Under-Registration for Small Areas". 2017. *Cuadernos de Geografía: Revista Colombiana de Geografía* 26 (1): 101-118.
Correo electrónico: <bpurdinolac@unal.edu.co>

Hernán G. Villarraga. Ph.D. en demografía, adscrito a la Universidad Regional Amazónica ikiam en Ecuador. Sus líneas de investigación son la Movilidad y Migraciones Internas, el Análisis Demográfico, Población y Medio Ambiente, la Demografía Espacial y la Demografía Regional.
Correo electrónico: <hernan.villarraga@kiam.edu.ec>; <giovavillao@gmail.com>

Lourdes Milagros Mendoza Villavicencio. Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Msc. em Demografia, estatístico. Membro da Asociación Latinoamericana de Población (alap), da "Red de Envejecimiento" e da "Red Proyecciones y Producción de Datos Demográficos". Sua produção recente tem se concentrado nas áreas de estudos sobre modelos de estimação da fecundidade, saúde, envelhecimento populacional. Publicação recente: Da Silva, T. C., et al. Analysis Of The Tuberculosis Occurrence Through The Use Of Geoprocessing. *International Archives Of Medicine*, V. 9, P. 1-7, 2016.
Correo electrónico: <lumimevi@gmail.com>

¿Convergencia demográfica?

Análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe

¿Convergencia demográfica?
Análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe

- ¿Ha disminuido la variación demográfica dentro de los países latinoamericanos? O sea, ¿qué evidencia existe de convergencia demográfica?
- ¿La similitud entre áreas es más fuerte dentro de un país, o entre las áreas similares de otros países? O sea, ¿qué evidencia existe de tendencias demográficas caracterizadas por la geografía, por ejemplo el clima, el desarrollo económico o de otro tipo?
- ¿Qué podemos aprender de esta evidencia para hacer más confiable nuestros supuestos que subyacen en las proyecciones de población futura?

Estas tres preguntas claves del libro realmente nos engañan. Cubren todas las ramas de las tendencias demográficas, el nivel subnacional y el internacional, el pasado y el futuro. Tienen también desafíos técnicos: ¿cómo medir la convergencia y cómo especificar las tendencias futuras en una proyección demográfica? Tienen asimismo un sentido sumamente político: ¿va la desigualdad rumbo a profundizarse o a disminuir?

El libro presenta la evidencia disponible sobre convergencia de variables demográficas y socio-demográficas, mostrando las experiencias de distintos países y periodos. Aunque las desigualdades sociales son menores en algunos países y períodos, parece evidente que no están en vías de que desaparecer por el momento. En este contexto las proyecciones subnacionales pueden contribuir de manera estratégica para la evaluación de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS), y aportar así a la búsqueda de una mayor equidad en la región.

Colaboradores:
Amand Blanes. Gilbert Brenes-Camacho. Leandro M. González. Martín Koolhaas.
Simona Korenjak-Černe. Miguel A. Lara. Gabriel Mendez. Felipe Ferreira Monteiro.
Mathías Nathan. Ignacio Pardo. Eleonora Rojas Cabrera. Nicolás Sacco. Ludi Simpson.
Eduardo Torres. B. Piedad Urdinola. Hernán G. Villarraga.
Lourdes Milagros Mendoza Villavicencio.

Agência Brasileira do ISBN
ISBN 978-85-62016-24-0
9 788562 016240