

Bienestar económico en Uruguay desde la segunda mitad del siglo XX.

Una aproximación antropométrica.

Daniel Ferrari

Licenciado en Economía

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias
Económicas, Universidad de la República.

Abril de 2021

Director de Investigación

Tutor de Tesis y Director Académico

Prof. Henry Willebald

Maestría en Economía

Facultad de Ciencias Económicas y Administración–UdelaR

INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Montevideo – Uruguay

Abril de 2021

PÁGINA DE APROBACIÓN

Facultad de Ciencias Económicas y Administración–UdelaR

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Titulo: Bienestar económico en Uruguay desde la segunda mitad del siglo XX. Una aproximación antropométrica.

Autor: Daniel Ferrari

Tutor: Prof. Henry Willebald

Carrera: Maestría en Economía

Puntaje:

Tribunal

Profesor:

(Nombre y firma).

Profesor:

(Nombre y firma)

Profesor:

(Nombre y firma)

Abril de 2021

Agradecimientos,

En primer lugar, quiero agradecer a mi tutor de tesis y director académico Prof. Dr. Henry Willebald, quien, con sus conocimientos y apoyo, me orientó y guió a través de cada una de las etapas del trabajo de tesina para llegar a el resultado final. A la, Prof. Dra. Bibiana Lanzilotta que nos asistió en la revisión de los resultados prácticos de la investigación. Y a la Dirección de Maestría en Economía de la FCEA, que durante todo el programa de maestría me han brindado su apoyo y disposición.

También agradecer a Cnel. Luis Suárez, Cnel. (Av.), Luis Fernández y C/N (CG) Héctor Magliocca por brindarme todos los recursos y herramientas para la obtención de los datos que fueron necesarios para llevar a cabo esta investigación. No hubiese podido arribar a estos resultados de no haber sido por su ayuda. Y a la, Prof. Dra. Isabel Barreto del Instituto de Antropología de la Facultad de Humanidades de la Universidad de la República, quien de manera muy amable y desinteresada me guió en la búsqueda de fuentes de datos.

Por último, quiero agradecer a mi familia; mis hijos, mis padres, Ali, mis hermanos, y a mi compañera, por apoyarme en cuanto estuvo a su alcance y en todo momento.

Muchas gracias a todos.

Resumen

La antropometría, como aproximación al bienestar económico, es una línea de investigación que está creciendo en la literatura en economía y que provee de herramientas de análisis de corte histórico al estudio del bienestar. Lo que proporciona la antropometría es o una alternativa a la medición del bienestar económico frente a la ausencia de los indicadores tradicionales, o un complemento de éstos desde un enfoque diferente y, de algún modo, más integral. Enmarcado en el campo disciplinar de la historia económica, este tópico está siendo de creciente aceptación entre los historiadores económicos que buscan ocupar esos vacíos que los indicadores tradicionales no pueden completar, ya sea por falta de información o porque no son suficientes en su poder explicativo. Y, desde la economía, el contraste de estos indicadores con otros indicadores de uso más extendido aporta información adicional, y sumamente significativa, al análisis.

El propósito principal de esta investigación es analizar, en base a una muestra de 22.751 sujetos, si las medidas antropométricas de la población uruguaya a partir de mediados del siglo XX se comportan de manera consistente con otras medidas de desarrollo económico (como ser el ingreso per cápita, las tasas de mortalidad, el nivel de educación, el salario real y los niveles de desigualdad). Para eso, se aplicaron técnicas econométricas de series de tiempo para evaluar la pertinencia de utilizar el indicador antropométrico de talla (o altura) y de índice de masa muscular como indicadores de bienestar. Asimismo, se introdujo la consideración de la evolución del coeficiente de variación de la talla como aproximación a la evolución de la desigualdad de ingresos.

Hasta el presente, en Uruguay, no se cuenta con trabajos que relacionen el bienestar económico, el crecimiento y los datos antropométricos de la población. Esta investigación constituye una primera aproximación a la temática, e ha implicado un trabajo intensivo de reconstrucción de la información antropométrica de largo plazo para el Uruguay. Esta base de datos constituye, por sí misma, un resultado importante de la investigación.

Se encontró evidencia que sugiere que los indicadores antropométricos seleccionados, son un proxy de bienestar. En particular la altura corregida por el peso, nos proporciona un indicador consistente con los demás indicadores de bienestar económico. A su vez, la altura tiene una fuerte correlación con el índice de Gini, indicando que la distribución del ingreso juega un rol preponderante en el bienestar para el indicador antropométrico. Dentro de los otros resultados hallados, vale señalar que se encontró que existe un vínculo entre la talla y la talla ajustada por peso (índice de masa corporal) con algunos indicadores de bienestar, particularmente, los que resultan más sensibles y de mayor incidencia en el crecimiento de las personas, como son el salario real y el índice de mortalidad infantil. Se desprende de los resultados que la población de la muestra seleccionada tendría una mayor sensibilidad a cambios en estos indicadores.

La tesis ofrece una base de datos inédita, y de largo plazo, que permite agregar elementos a la discusión sobre la evolución del bienestar económico del Uruguay en la segunda mitad del siglo XX. La evidencia muestra que la economía no habría mostrado mejoras en términos de bienestar durante

el período, mostrando ciertas señales de cambio, recién, luego de los años ochenta. Los indicadores antropométricos co-evolucionan con muchos de los indicadores estándar de bienestar económico, reforzando nuestras expectativas iniciales sobre la conveniencia de abordar la construcción de nueva evidencia que resultara, hasta cierto punto, más integradora. En comparación internacional, nuestros indicadores no hacen más que confirmar lo que otros trabajos han enfatizado, y que es la idea de rezago relativo del Uruguay en términos de bienestar.

Palabras clave: antropometría, talla, talla ajustada por peso, índice de masa corporal bienestar económico, indicador de bienestar.

Contenido

| | |
|---|----|
| Agradecimientos, | 4 |
| Resumen..... | 5 |
| Contenido..... | 7 |
| Parte 1..... | 8 |
| 1.1 Introducción..... | 8 |
| 1.2 Justificación..... | 12 |
| 1.2.1 Panorámica histórica..... | 13 |
| 1.2.1 Indicadores de bienestar | 17 |
| 1.3 Hipótesis del trabajo..... | 27 |
| Parte 2..... | 28 |
| 2.1 Presentación | 28 |
| 2.2 Antecedentes | 30 |
| Parte 3..... | 36 |
| 3.1 Metodología de construcción de la base de datos | 36 |
| 3.2 Metodología para estimar las relaciones entre indicadores antropométricos y estándar de bienestar económico | 45 |
| 3.3 Resultados | 50 |
| 3.3.1 Alturas e índices de masa corporal | 50 |
| 3.3.2 Comparaciones internacionales | 53 |
| 3.3.3 Relaciones entre indicadores antropométricos e indicadores de bienestar..... | 54 |
| Parte 4..... | 59 |
| 4.1 Conclusiones..... | 59 |
| 4.2 Comentarios finales..... | 61 |
| Referencias bibliográficas | 62 |
| Anexo I Variables y datos..... | 68 |
| Anexo II Gráficos..... | 71 |
| Anexo III Resultados de los modelos | 72 |
| Anexo IV Fuentes de datos. | 95 |
| Variables | 95 |

Parte 1

1.1 Introducción

Según la literatura de antropometría, los indicadores de talla y talla ajustada por el peso (Índice de masa corporal-IMC) se encuentran inmersos en el set de indicadores de bienestar económico, y en ciertos periodos en donde no se registraron datos de los indicadores más tradicionales o estándar, la antropometría ha realizado un excelente desempeño para reportar los niveles de bienestar.

El concepto de bienestar económico ya era una preocupación para la ciencia económica en el siglo XVII, conceptualización que, a través del filósofo-economista Bentham, tiene un avance significativo. Jeremy Bentham (1748-1832), exponente destacado de la doctrina utilitarista, propone ver una función de utilidad individual para llegar a obtener una función de utilidad social, que son insumos relevantes para la doctrina del bienestar (Welfare Economics) que nos proporciona las bases para el concepto actual de bienestar económico. Retomando estas ideas de Jeremy Bentham, encontramos al economista Arthur Pigou (1877-1959), principal exponente y precursor de la economía del bienestar, quien afirmara que: “El bienestar se identifica con el logro de la satisfacción máxima, generalizada a toda la sociedad y reflejada a través del nivel del producto nacional, recomendando como instrumento de medición y seguimiento, al Producto Bruto Interno (PBI) alcanzado por cada nación.” (Pérez Boz, 2003, pág. 141).

En primera instancia, Arrow (1953) y luego Debreu (1954, 1959), con base en esquemas walrasianos, introducen la interacción mediante los contratos entre los agentes, con supuestos de racionalidad y previsión individual, logran estipular un camino al equilibrio de mercado. De estos trabajos, surgen los dos teoremas fundamentales de la economía del bienestar. El primer teorema de la economía del bienestar dice que de las condiciones de un mercado competitivo siempre existirán asignaciones de recursos eficientes, y esta asignación corresponderá a un óptimo de Pareto. El segundo teorema de bienestar se centra en la distribución y la equidad; en este sentido señala que, cambiando las asignaciones de los agentes en cualquier distribución deseada de las mismas, el mercado logrará llegar al equilibrio eficiente en el sentido de Pareto. Los teoremas del bienestar resultan necesarios

para definir la asignación eficiente de los recursos que tiene una sociedad, por tanto, para definir las condiciones que determinan al bienestar económico (Pérez Boz, 2003).

La economía del bienestar es un campo disciplinar de la Ciencia Económica que busca medir y establecer los costos y beneficios de la estructura de asignación de recursos de una economía y cómo impacta en la población. Este análisis, ayuda a determinar si las políticas aplicadas mejoran el bienestar de la comunidad en su conjunto y, en definitiva, a identificar cuál es el nivel o situación socio-económica de la sociedad. De este modo, el enfoque principal de la economía del bienestar es definir y aplicar criterios económicos para medir el bienestar. Es particularmente difícil obtener un criterio universalmente unificado y aceptado para la interpretación del bienestar; sin embargo, sí hay un indicador convencional que es una primera aproximación para determinar el bienestar de una comunidad y es el que refiere a la cantidad de bienes y servicios útiles producidos por un país, dividido por el número de habitantes; esto es, el PIB per cápita de la economía (Duarte y Jiménez, 2007) o ingreso promedio por habitante expresado a precios constantes

Debido a las críticas –bien fundadas– que ha recibido el PIB per cápita como indicador del bienestar social, otros indicadores o medidas del bienestar social han sido creados para complementar ese criterio convencional. Dentro de un amplio set de indicadores, se incluyen indicadores síntesis y objetivos como el índice de Desarrollo Humano (IDH), el índice de pobreza humana (IPH), y las necesidades básicas insatisfechas (NBI); así como la creciente importancia de indicadores subjetivos del bienestar como los que reportan el World Value Survey o el World Happiness Report (Phélan et al., 2012). Por su parte, dentro de los primeros, se incluyen indicadores como la tasa bruta de matriculados en educación primaria, secundaria y superior, la esperanza de vida, y las tasas de mortalidad, los cuales son todos insumos relevantes para contrastar el indicador antropométrico de bienestar (Rebato, 2010). Además, en los últimos años, al menos dos dimensiones han sido –o procurado ser– incluidas en el análisis. Por un lado, la afectación del medio ambiente, bajo el entendido de que el crecimiento económico ocurre, la mayor parte de las veces, causando efectos adversos en términos medioambientales (uno de los indicadores más representativos es el Índice de Progreso Genuino). Por otro lado, la consideración de la distribución del ingreso o la

renta, puesto que una renta que esté distribuida de manera más uniforme, frente a una renta que presente diferencias notorias de distribución especialmente en las colas, necesariamente va a beneficiar más a la sociedad en su conjunto (además de incluir en los cálculos indicadores de desigualdad, generando, por ejemplo, un IDH corregido por ese concepto, también aparecen indicadores que recogen las desigualdades de género).

La talla y el índice de masa corporal (IMC) forman parte de un nuevo set de indicadores antropométricos de bienestar en el campo de la Economía y la Historia Económica. Si bien la literatura parece ser concluyente en la correlación positiva que existe entre estos indicadores y el bienestar económico, en la literatura académica de Uruguay prácticamente no existe evidencia al respecto. Solamente fue localizado un estudio del Imperial College London, en el cual se establece que existe un crecimiento de la talla en todo el siglo XX tanto en hombres como en mujeres (Ezzati et al., 2016), aunque la profundidad y alcance del trabajo impide realizar mayores consideraciones; esos resultados serán abordados, cuando corresponda, en los siguientes apartados.

La literatura muestra que los indicadores antropométricos reflejan la evolución de las poblaciones históricas en cuanto se refiere a situaciones de hambrunas, malnutriciones y pobreza estructural (Martínez-Carrión et al., 2016). De esta forma, uno de los aportes de la literatura de antropometría ha sido colocar a la talla y a la talla ajustada, como indicadores alternativos para medir la evolución del bienestar económico. “Las alturas y los índices de masa corporal son ahora mediciones bien aceptadas que representan condiciones biológicas durante el desarrollo económico. El peso, después de controlar la altura, es una medida adicional para la nutrición neta actual.” (Carson, 2018, pág. 11).

Como también señala Tanner (1986, 1990, 1994) la estatura humana es un buen proxy de bienestar humano. Ella destaca la importancia de la alimentación, las enfermedades, la actividad física, el factor ambiental y la higiene personal durante el crecimiento infantil y adolescente. Estos factores combinados desde la primera infancia hasta la edad adulta generan las condiciones de crecimiento de la talla (Rebato, 2010) y permiten contar con ideas aproximadas del bienestar económico y

social. Bajo este entendido, resultan una suerte de indicadores resumen de un proceso multifactorial como es el bienestar.

La inexistencia de evidencia de este tipo para Uruguay en períodos largos motiva esta investigación, la cual se basa en los trabajos empíricos de antropometría y sigue la estructura estándar de análisis de esta temática. Para ello, se realizó, inicialmente, la construcción de un indicador de talla e índice de masa corporal, luego se estudió la estacionariedad y la cointegración de las variables, y entonces se modelizó el vínculo entre las variables antropométricas y los indicadores de uso más extendido de bienestar con modelos de cointegración y modelos de corrección de errores. Adicionalmente, se exploraron las funciones de impulso-respuesta para evaluar cómo responden la talla y el índice de masa corporal frente a cambios en los diferentes indicadores socioeconómicos de bienestar.

Utilizando una muestra de 22.751 personas que corresponden a nacidos en la segunda mitad del siglo XX, se realizó una separación por género, para observar el impacto en la evolución de hombres con respecto a mujeres y, así, determinar la existencia de una brecha de género en el crecimiento de la talla. De ese modo, será posible determinar si ambos géneros se beneficiaron de los procesos de crecimiento económico y de bienestar, durante la segunda mitad de siglo XX en Uruguay.

En la región se encuentran trabajos antropométricos analizando el crecimiento de las poblaciones. Se trata de trabajos referidos a los casos de Chile, que experimentó un crecimiento de 5,5 cm en la altura de los hombres durante el siglo XX (Llorca-Jaña et al., 2020); de Brasil, donde el aumento de estaturas se da a principios del siglo XX con un pico de crecimiento de 6,2 cm hasta 1910 para los sectores socioeconómicos más altos y de 3 cm para los soldados con apellidos comunes (sectores socioeconómicos bajos), y, luego, queda levemente estancado el crecimiento, para retomar un nuevo ascenso, levemente moderado, a mediados de siglo (Franken, 2019). Por otro lado, en Colombia encontramos que los hombres aumentaron, en el siglo XX, 8,04 cm, mientras que las mujeres aumentaron 8,45 cm (Meisel-Roca, et al., 2019); por último, en Argentina aumentaron, en promedio, 2,7 cm en la primera mitad del Siglo XX, registrando uno de los crecimientos más bajos en promedio de los países que se referenciaron (Salvatore, 2019). Debemos aclarar que, de la literatura consultada hasta el momento, no se encontraron trabajos que

desarrollen a los indicadores antropométricos en la segunda mitad del siglo XX de manera específica. Además, para los países vecinos, tanto Argentina como Brasil, no hay estudios antropométricos para ese periodo. Este comentario no es al margen y, más adelante, se volverá sobre el asunto. En general, y especialmente desde la historia económica, se recurre a las mediciones antropométricas cuando no resulta posible construir indicadores más detallados. En esta investigación se propone un enfoque diferente, colocando a los indicadores antropométricos –novedosos para el sistema estadístico nacional– junto a otros para evaluar su consistencia y utilidad analítica.

El trabajo se compone de cuatro partes. La primera parte incluye la introducción, justificación e hipótesis de trabajo, y enmarca el proyecto de investigación y la línea que se siguió en base a la literatura antropométrica. La segunda parte contempla los antecedentes y el marco teórico, y se presentan los indicadores de bienestar antropométrico. La tercera parte presenta la metodología de trabajo, la construcción de la base de datos, y los resultados obtenidos. Y, por último, la cuarta parte cierra con el análisis y conclusiones finales.

1.2 Justificación

Como hemos mencionado, hasta el presente trabajo, no se encuentran para Uruguay investigaciones similares que estudien la evolución de la talla y sus indicadores relacionados en una perspectiva de mediano o largo plazo. Por eso es de interés avanzar en el análisis de estos indicadores antropométricos para Uruguay y evaluar qué tan buena medida de bienestar puede llegar a ser. Un repaso por el contexto de la segunda mitad del siglo XX y, luego, por los indicadores estándar seleccionados de bienestar económico, son de significancia para la justificación de la investigación de los indicadores antropométricos.

Esta sección de justificación de la investigación se compone de dos sub secciones; la primera, aborda los diferentes hechos históricos relevantes en la economía uruguaya a partir de 1950 cubriendo la segunda mitad del siglo XX; y, la segunda, desarrolla, individualmente, cada uno de los indicadores de bienestar económico que se exponen en el trabajo en el mismo periodo. Si bien luego se volverá sobre el tema, valga decir que el período de referencia es la segunda mitad del siglo XX por la disponibilidad de información.

1.2.1 Panorámica histórica

A lo largo del siglo XX, y con más intensidad en la segunda mitad, Uruguay manifiesta un prolongado “declive económico”. Las instituciones económicas, así como las medidas de políticas adoptadas a partir de la mitad del siglo XX, no tuvieron la capacidad ni el alcance suficiente para promover que el crecimiento y el desarrollo tuvieran el ritmo y la dirección adecuadas (Oddone, 2008, 2010). En la primera mitad de siglo XX, Uruguay logró mantener un ritmo de crecimiento que no le hizo perder mucho terreno frente a las principales economías del mundo, básicamente debido a las exportaciones ganaderas, y, posteriormente, a la sustitución de importaciones industriales en el mercado interno a partir de los años treinta. Finalizando la primera mitad del siglo, con grandes estímulos en la demanda por la segunda guerra mundial y, luego, la guerra de Corea, se generaron en ese momento precios altos de la carne vacuna y de la lana, que, en general, parecen haber retrasado el declive que ya se venía insinuando desde tiempo antes (Bertino et al., 2005). Sin embargo, desde los años sesenta, nos encontramos con una economía que definitivamente no crece, no generando nuevos puestos de trabajo para los sectores productivos (Notaro, 2010) y evidenciando persistentes presiones inflacionarias que la colocarán en una puja distributiva fuerte y con altos y muy notorios perjuicios económicos (Astori, 2001) durante toda la década (caracterizada, en la historiografía, como el período de la estanflación).

Los trabajos de Bértola y Porcile (2000) y Oddone y Willebald (2001) muestran que no existe convergencia de PIB per cápita entre Uruguay y los países industrializados o del “mundo relevante”, y evidencian que, a partir de mediados del siglo XX, se produce una ruptura en las trayectorias anteriores. Particularmente, muestran que antes de 1950 Uruguay tenía una trayectoria acortando (o manteniendo) distancias con los países de referencia (core mundial) y, ya entrando en la segunda mitad del siglo, se confirma el alejamiento sistemático (Oddone y Cal, 2008).

Según Oddone y Cal (2008), la evidencia indica que Uruguay tiene un proceso de deterioro económico en el siglo XX. Exponen que el “declive de Uruguay” viene dado por la presencia de tres hechos estilizados bien definidos: escaso crecimiento de largo plazo, ciclos con fluctuaciones profundas y un crecimiento que se explica, mayoritariamente, por el uso de los factores productivos de manera intensiva

(específicamente, no hay mejoras de eficiencia en el uso de estos factores). Concluyen que a lo largo del siglo los habitantes terminan siendo, en términos relativos, menos ricos (más pobres) que lo que lo eran a principios del siglo.

Respecto al primero de los hechos estilizados, el bajo ritmo de expansión del PIB per cápita conduce a la imposibilidad de convergencia respecto a economías desarrolladas; de este modo, se comprueba la divergencia y, puntualmente, el pobre desempeño del crecimiento del PIB. El segundo hecho estilizado es que las fluctuaciones económicas fueron más profundas que en los países industrializados, y se manifestó con mayor énfasis en la segunda mitad del siglo XX, especialmente a partir de la década de 1970, cuando se intensifica la divergencia con los países industrializados. Y el tercer hecho es que, durante la segunda mitad del siglo XX, el crecimiento responde más a “una intensificación en el uso de los factores de producción que a una mayor eficiencia en la forma en que éstos fueron empleados”, hecho reflejado en una PTF cuya contribución al crecimiento ha sido muy reducida (Deagosto et al., 2013).¹

A partir de los años setenta, las fluctuaciones económicas se tornan más profundas en comparación con ellas mismas en otros periodos del siglo, especialmente cuando la divergencia entre Uruguay y los países industrializados se intensifica. En gran medida, este fenómeno se explica por políticas económicas con sesgo procíclico, problemas notorios para diversificar riesgos de la economía doméstica y dificultades de inserción internacional. “En una economía con estas características las decisiones de ahorro e inversión se vieron afectadas, lo que terminó por tener efectos negativos sobre el crecimiento de largo plazo” (Oddone y Cal, 2008).

La economía de los años cincuenta tenía una elevada presencia del Estado en todas las esferas, aunque, probablemente, la cambiaria y de política comercial fueran de las más evidentes. Hacia 1953, el tipo de cambio era administrado, contaba con diferentes niveles, así como diferentes tratamientos fiscales según fuera el producto de importación o exportación (García Repetto, 2017), situación que se extendió, con variantes, hasta finales de los sesenta. En este contexto, los precios relativos de los bienes de exportación se deterioraban y se generaba una

¹ Entre 1951 y 2012, la contribución al crecimiento de las mejoras de eficiencia apenas superaba el 20%, en tanto que la acumulación de capital contribuyó con el 35% y el factor productivo trabajo con cerca del 45%.

transferencia de ingresos hacia los sectores urbanos asalariados y a los sectores empresariales. En una especie de círculo vicioso funcionó la economía uruguaya en las primeras décadas de la segunda mitad del siglo XX, al tener una gran dependencia de la moneda extranjera (que era generada por las exportaciones de carne y lana casi que con exclusividad) y pequeños grupos que controlaban este proceso de captación de divisas (ganaderos, principalmente). Este grupo de productores generaba mecanismos de presión mediante la retención de su propia producción, provocando el debilitamiento del ingreso de divisas al país, limitando las importaciones, generando pérdida de reservas y problemas de pagos externos. En ese contexto de estancamiento de la actividad económica, e inflación, se estaba gestando un complejo escenario socio-económico en el país (Notaro, 2010).

Hacia finales de la década de 1960, con la situación económica compleja, el Gobierno toma una decisión radical al congelar los precios de la economía, lo que constituirá el inicio del retorno al “modelo liberal” (Cancela y Melgar, 1986), que tuvo su primera edición entre 1959 y 1962. Con la inflación que, por primera vez, superaba la barrera del 100% anual, es que se decide que tanto precios como salarios de la economía quedaran congelados. En 1968 se estaba frente a una convocatoria de consejos de salarios de los grupos con mayor representación de trabajadores en la economía, lo que llevó a que en un contexto de precios altos y salarios bajos se transfiriera ingreso desde los sectores trabajadores a los capitalistas. Esta medida no alcanzó para dinamizar el estancamiento que sufría la economía y, por el contrario, generó la profundización de la crisis teniendo nuevamente escasez de moneda extranjera y poniendo al país en una situación compleja para afrontar los pagos externos. En términos de los indicadores de ingreso, mientras que el crecimiento del PBI anual entre 1955 y 1970 fue de 0,9 %, el PIB per cápita registró una caída del 0,3 % (Finch, 2005). El final de esta experiencia de política y estancamiento productivo, terminó generando una fuerte devaluación en los años 1971 y 1972, con un traslado a los precios que provocó una caída del 17% de los salarios reales de la época, en tanto el sector ganadero terminó llevándose un 50% de extra ingresos en detrimento del sector trabajador (Notaro, 2010).

Como los menciona Notaro (2010) en sus conclusiones finales “Entre junio de 1973 y febrero de 1985, disuelto el Parlamento, prohibida y reprimida la actividad política

y sindical, las decisiones de política económica, ejercicio del poder del Estado que afecta variables económicas, no tuvo las restricciones políticas, sociales o jurídicas que impone la democracia a los gobiernos”. Esto generó un sesgo muy importante en cuanto a decisiones de políticas económicas se refiere, y condicionó significativamente el buen desempeño de las variables macroeconómicas del país, especialmente el debilitamiento de las variables que se estudian de bienestar económico en el periodo. En líneas generales, se trató de un período de liberalización financiera, aliento a las exportaciones no tradicionales, acuerdos comerciales con los países de la región y el establecimiento de un programa anti-inflacionario que, luego de un efímero éxito inicial, volvería a abandonarse en medio de una crisis profunda y duradera (como la de 1982).

Hacia el final del periodo de análisis, se da, a nivel de crecimiento, una particularidad con respecto a los años previos, esto es, el nivel elevado de aceleración de expansión del PIB. Este fenómeno, para los años comprendidos entre 1985-2000, registra un crecimiento promedio anual de 3,1%, nivel de crecimiento que supera al de los años previos de 1956-1984, que contaba con un desempeño promedio anual de 1%. “El crecimiento del PBI uruguayo sólo fue algo inferior al PBI mundial en el mismo lapso, ligeramente superior al del conjunto de los países de América Latina e incluso algo superior al de Brasil y Argentina.” (Antía, 2001, pág. 50). Teniendo esto en cuenta y que el crecimiento de la población uruguaya era particularmente bajo, el PIB per cápita creció a mayor ritmo que el de la región y del periodo 1956-1984. No obstante, hacia 1989 la economía uruguaya llega con un elevado déficit fiscal, inflación elevada y registrando estancamiento productivo, fenómenos éstos derivados de la complicada situación regional (Mordecki, 2017). Ello es evidencia de una significativa inestabilidad macroeconómica en el periodo y, en particular, de la inconsistencia de bienestar económico a lo largo de la segunda mitad del siglo XX.

Por el lado de la distribución del ingreso para el periodo, no se registran modificaciones de patrones de distribución entre los años 1986 y 1997, observándose, a partir de 1998, un progresivo aumento de la concentración. Este nivel estable respondió, principalmente, al aumento de la dispersión salarial y la concentración derivada de aumentos reales de las pasividades, lo cual tuvo su

contrapunto con la reducción de la dispersión de los ingresos derivados del capital y los patrones (Antía, 2001).

La economía uruguaya comienza a registrar una fuerte contracción hacia 1999, fenómeno que está directamente relacionado con la devaluación brasilera del mismo año y, posteriormente, con el cese de la convertibilidad en Argentina en el año 2001, lo que culminará con la grave crisis económica del año 2002 que atravesó Uruguay a principios del siglo XXI. “La caída de la actividad económica durante la recesión y crisis fue profunda, de casi 15% en los cuatro años, con impactos negativos en el contexto macroeconómico: fuerte devaluación de la moneda, aceleración de la inflación, caída de los salarios reales e importantes déficits fiscales” (Mordecki, 2017, pág. 5).

En suma, el panorama histórico económico en la segunda mitad del siglo XX, está caracterizado por un pobre desempeño del producto, bajos niveles de distribución del ingreso, alta inflación, y pérdida de poder de compra mediante caídas de salario real. Estos factores generaron una divergencia de la economía uruguaya con los países industrializados, en cuanto a, crecimiento refiere y en definitiva bienestar económico. En tal sentido en el próximo apartado veremos el comportamiento de los indicadores económicos.

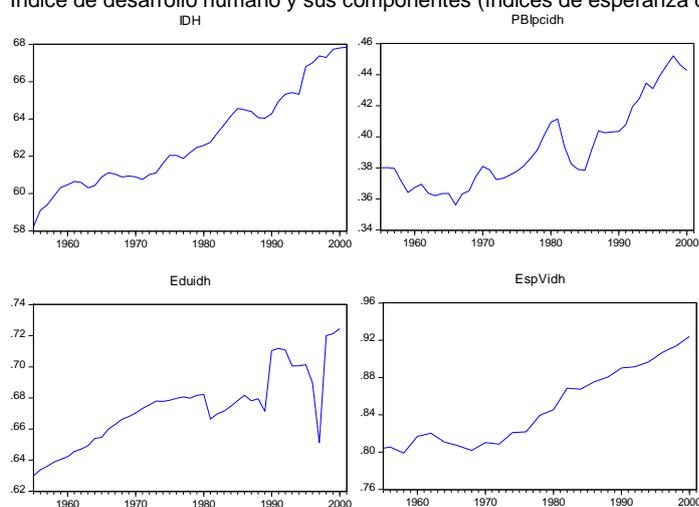
1.2.1 Indicadores de bienestar

En este apartado, se presenta un recorrido por los indicadores disponibles de bienestar. Comenzamos la presentación con el IDH, como la referencia inicial en nuestro set de indicadores puesto que, por construcción, significa combinar esperanza de vida, tasa de alfabetización e ingreso per cápita. Luego, agregamos consideraciones de distribución con el índice de Gini y el salario real, y condiciones de salud con la tasa de mortalidad infantil y la tasa bruta de mortalidad, y de educación con las tasas de matriculación. De este modo, creamos una visión más amplia para contrastar el indicador antropométrico de bienestar. En suma, esta investigación se propone contribuir en la comprensión de un problema multidimensional como es el del bienestar y el desarrollo de una población, con la discusión de otros indicadores de diferente naturaleza a los más extendidamente utilizados como son los antropométricos. La evolución de los indicadores seleccionados nos indica un periodo a tener en cuenta para desarrollar nuestras

hipótesis de trabajo. Nos centramos en un periodo en específico para la segunda mitad del siglo XX, el cual abarca 47 años y se extiende desde 1955 hasta 2001.

El IDH es una medida de resumen de los logros en las tres dimensiones principales para el desarrollo humano. Estas son, el acceso al conocimiento, una vida larga y saludable y un digno nivel de vida. Este indicador es la media geométrica de los índices normalizados de las dimensiones mencionadas.² En Uruguay, hubo esfuerzos por cubrir un período más largo que el disponible en los cálculos del Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD),³ existiendo estimaciones anuales de un IDH Histórico (IDHH) entre 1900 y 2000 (Camou y Maubrigades, 2005). Dado el objetivo de esta investigación, se ha por optado trabajar con esta versión del indicador. El Grafico N°1 muestra el IDH y sus componentes por separado: el índice de educación (Eduidh), el PIB per cápita (PBIpcidh) y la esperanza de vida al nacer (EspVidh). El indicador en educación se construye en base a 2/3 de tasa de analfabetismo y 1/3 de cobertura educativa de primaria, secundaria y terciaria.

Gráfico N°1
Índice de desarrollo humano y sus componentes (índices de esperanza de vida al nacer, educación y PIB per cápita)



Fuente: Camou y Maubrigades, 2005; elaboración propia.

² El computo actual del IDH incluye la dimensión salud, aproximada con la esperanza de vida al nacer; la dimensión educación, aproximada con los años promedio de escolaridad de los adultos de 25 años o más y los años esperados de escolaridad de los niños en edad escolar; y la dimensión del nivel de vida se mide a través del PIB per cápita. Sin embargo, el cómputo del IDH antes de 2010 era en base a la esperanza de vida al nacer, la tasa de alfabetización adulta, la tasa bruta de matriculación y el PIB per cápita en términos de PPA.

³ Datos a partir de 1990, web consultada:

<https://www.uy.undp.org/content/uruguay/es/home/presscenter/articles/2018/09/Uruguay-actualizacion-IDH-2018.html>, consulta 29 de marzo.

El IDH evidencia una trayectoria creciente a pesar del pobre desempeño de la economía uruguaya en la segunda mitad del siglo XX (tal y como lo presentáramos en el apartado anterior). Pero cuando revisamos el siglo XX completo, se observa que la primera mitad del siglo hubo un gran progreso en el índice, donde toda la sociedad se beneficia y se absorben las crisis económicas sin repercusiones en el IDH. Pero cuando analizamos la segunda mitad del siglo XX, a partir de los sesenta, las crisis se agudizan, y las condiciones empeoran significativamente con respecto a la primera mitad, razón por la cual el indicador experimenta enlentecimiento o demoras en su expansión. A modo de ilustración, entre 1900 y 1950, el IDH aumenta 68%, mientras que entre 1950 y 2000, la mejora fue de apenas 20%.

El análisis de los componentes del IDH arroja luz a esta evolución. Estas variables en forma independiente, muestran la combinación de variables de flujo con variables de stock.⁴ En tal sentido, la combinación de ambas variables, hacen al IDH menos sensible a los movimientos de las variables de flujo. La alfabetización y la esperanza de vida al nacer cambian muy lento, presentando efecto acumulativo. El PIB per cápita y la tasa de matriculación tienen comportamiento cíclico (Camou y Maubrigades, 2005).

Con respecto al PIB per cápita (Ver Gráficos N°1 y N°5), el periodo escogido que empieza en 1955, coincide con los inicios del periodo de aumento, en los años previos a la crisis y al estancamiento de la década de 1960 del PIB. Los periodos de expansión más prolongados del PIB son los registrados entre los años, 1974 y 1981 o entre 1985 y 1998. Los periodos y años de contracciones fuertes del PIB están en 1982 y 1984 o entre 1999 y 2002. Más allá de los ciclos económicos donde se observan los aumentos y disminuciones del PIB per cápita, hay una clara tendencia en la segunda mitad del siglo al crecimiento, que contiene en el medio del periodo un claro estancamiento en los niveles del PIB y el PIB per cápita. Este fenómeno económico debería verse reflejado en el nivel de bienestar de las familias, así como en los niveles de consumo de nutrientes en las primeras infancias. En tal caso, el indicador de altura y el índice de masa corporal deberían experimentar o mostrar algún indicio de esa evolución.

⁴ PBI per cápita y tasa de matriculación son variables de flujo, en tanto que alfabetización de adultos y esperanza de vida al nacer son variables de stock.

El índice de educación tiene una trayectoria creciente (Grafico N°1), no obstante, a partir de la década del ochenta sufre ciertas perturbaciones con caídas significativas. Con referencia a la esperanza de vida al nacer, este indicador muestra un estancamiento hasta principio de la década del ochenta y luego una clara tendencia positiva que se incrementa en la segunda parte del periodo.

“El Uruguay muestra un desempeño en términos de esperanza de vida y nivel educativo que no tiene correlato con la evolución del PBI per cápita. Esto refleja características propias del desarrollo del país que alcanza un alto nivel de IDH por el crecimiento de los componentes no relacionados directamente con el ingreso.” (Camou y Maubrigades, 2005, pág. 63). Este punto es relevante para entender que los indicadores de bienestar económico en la segunda mitad del siglo XX no tuvieron un buen desempeño, y algunos hasta sufrieron estancamiento, y todos en su conjunto ofrecen un panorama mixto con una fuerte inclinación al deterioro del bienestar. Pero, simultáneamente, que también existen algunos indicadores que sí evolucionaron favorablemente, como es el caso de aquellos representativos de educación y salud. En otras palabras, el análisis por componentes que aquí se presenta da cuenta de una evolución mixta del bienestar económico de la economía, lo cual no hace más que realzar el esfuerzo por proporcionar indicadores nuevos y que den nociones adicionales al análisis.

Siguiendo la línea argumental del set de indicadores de bienestar, repasaremos los siguientes indicadores: indicadores de salud (tasa de mortalidad, tasa mortalidad infantil), indicadores de educación (matriculaciones primaria, secundaria, superior), distribución de la renta con el índice de Gini y los indicadores de ingreso; el PIB per cápita como indicador del IDH y salario real.

Los indicadores tradicionales que se presentan en esta investigación no miden específicamente lo mismo en términos de bienestar de una sociedad. El PIB per cápita es un indicador de producción, productividad y desarrollo económico, en términos del producto de la economía ponderado por su población. Por otro lado, el salario real, que es un indicador del poder de compra de la sociedad, y que se deriva del cociente entre los salarios nominales y el índice de precios, mide los aumentos o disminuciones de los niveles de vida en términos monetarios, así como el PIB per cápita, pero desde una dimensión particular del ingreso (los relaciones

con el uso de la fuerza de trabajo). Las tasas de mortalidad nos indican el grado de avance e introducción de la tecnología médica, las políticas públicas de salud y el desarrollo socioeconómico de un país. Y la matriculación en la enseñanza primaria, media-secundaria y terciaria, proporcionan una visión del progreso educativo de una población y la sociedad. Finalmente, se incorpora el índice de Gini, que nos proporciona la dimensión de la distribución del ingreso, aportando una visión más amplia del fenómeno de bienestar económico dentro del set de indicadores elegidos puesto que da cuenta de cuán progresiva o regresiva son las condiciones de igualdad social.

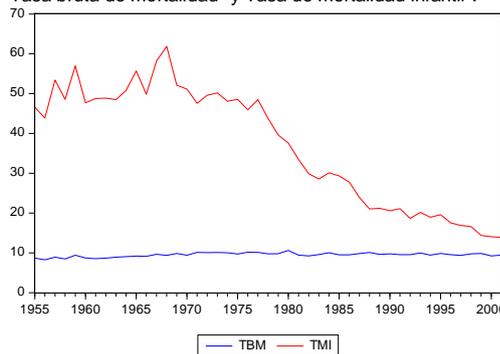
Los distintos indicadores de bienestar y de desarrollo económico pueden no coincidir siempre en sus evoluciones, y también pueden no coincidir con los antropométricos. Pero esperamos que durante los periodos en los cuales los indicadores tradicionales sí evolucionen conjuntamente, los de antropometría se comporten de la misma manera; en otras palabras, que los indicadores de antropometría muestren el mismo comportamiento que los estándares durante los periodos de coincidencia de estos últimos.

A partir de los gráficos N°2 y N°3 contextualizamos un primer grupo de indicadores de bienestar en la segunda mitad del siglo XX. Estos gráficos muestran dos de las dimensiones planteadas en el problema del bienestar económico y social. El gráfico N°2, referido a la dimensión salud, muestra la evolución de las tasas de mortalidad y mortalidad infantil para el periodo 1955-2001. Para la tasa de mortalidad de la población en general, se observa que los valores de la tasa se mantienen en un nivel en torno a 9 por 1000 habitantes para todo el periodo, denotando una fuerte estabilidad en la cifra a lo largo del periodo (la desviación estándar de la serie es de apenas 0.054). Estos valores son similares a los que registra Argentina, también en el entorno de 8 y 9 por 1000 (Grushka, 2014), y a los de la Unión Europea (9 a 10 por mil), pero superiores a los registrados por Estados Unidos (registrando en el entorno de 7,5 y 8 por mil) y países como Arabia Saudita o Emiratos Árabes Unidos, que han logrado posicionarse en los niveles más bajos del mundo.⁵

⁵ Fuente web: <https://datos.bancomundial.org/indicador/SP.DYN.CDRT.IN> Consultado: Consultado el 29/03/01.

Gráfico N°2

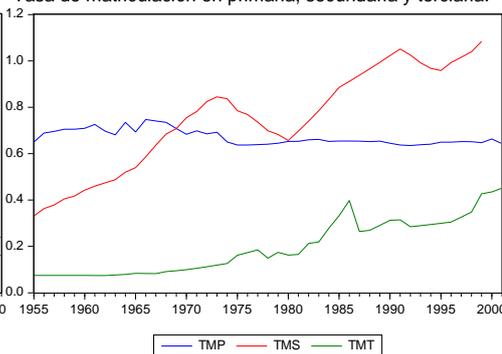
Tasa bruta de mortalidad⁶ y Tasa de mortalidad infantil⁷.



Fuente: INE, elaboración propia.

Gráfico N°3

Tasa de matriculación en primaria, secundaria y terciaria.



Fuente: INE, elaboración propia.

Por otro lado, la tasa de mortalidad infantil experimenta una caída pronunciada, pasando de valores en el entorno de 50 por 1000 infantes a valores cercanos a la decena por 1000 habitantes. También en la región encontramos a Argentina con valores similares de tasa de mortalidad infantil, registrando tasas en el entorno de 50 por mil hacia 1950, para llegar a tasas levemente por encima del diez por mil (Mazzeo, 2017) a finales de siglo. La reducción ha respondido, principalmente, a los avances en la tecnología médica y el conocimiento científico, así como a mejoras continuas en el área de la salud pública. Adicionalmente, en el año 1985, comienza a realizarse una serie de programas de Atención Primaria a la Salud (del Ministerio de Salud Pública) materno infantil, que contribuyen al descenso final y sostenido de la tasa de mortalidad infantil. En la región también encontramos a Brasil que pasa de 168 por 1000 a valores en el entorno de 13 por mil a lo largo de la segunda mitad del siglo XX registrando niveles muy superiores a los de Uruguay, pero Estados Unidos tiene menos incidencia de mortalidad (registrando un descenso de 30 a 6 por mil) y países como Finlandia o Islandia, que han logrado posicionarse en los niveles más bajos del mundo⁸. En esta línea, los hallazgos que nos proporciona Perazzo (2011) indican que el gasto público dirigido, especialmente, al sector salud, a través de intervenciones realizadas en el entorno de los años 1940 y 1980, explican los cambios en la tasa de mortalidad infantil. “Los datos disponibles abonan

⁶ Expresa la frecuencia con que ocurren las defunciones en una población dada. Se calcula haciendo el cociente entre el número de defunciones ocurridas durante un período determinado y la población media de ese período (por mil). https://www.cepal.org/sites/default/files/def_ind.pdf: Consultado el 29/3/01

⁷ Mide la intensidad de la mortalidad durante el primer año de vida. Se calcula haciendo el cociente entre el número de muertes de menores de un año en un período y el total de nacidos vivos del mismo período (por mil). https://www.cepal.org/sites/default/files/def_ind.pdf: Consultado el 29/3/01.

⁸ Fuente web: https://datos.bancomundial.org/indicador/SH.DYN.MORT?name_desc=false Consultado el 29/3/01.

la hipótesis de que el gasto en salud fue relevante para entender el importante descenso de la mortalidad infantil en los últimos 100 años y que, dentro del gasto total, hay otros componentes distintos del gasto en salud que también habrían contribuido en este descenso, aún en mayor medida” (Perazzo, 2011, pág.2).

El Grafico N°3, referido a la dimensión educación, muestra la evolución de las tasas de matriculaciones en primaria⁹, secundaria¹⁰ y terciaria¹¹ para el periodo 1955-2001. En estos casos, podemos observar cómo la tasa de matriculación en primaria permanece estable con leves aumentos y disminuciones por periodo; sin embargo, la tasa de matriculación en secundaria muestra una clara tendencia creciente. Diferentes factores aportaron para que la tasa de matriculación en secundaria aumentara, fundamentalmente, la obligatoriedad que le da la Constitución de 1967 a la enseñanza primaria, media, agraria o industrial, en tanto que en el año 1973 se establece obligatoria la educación secundaria básica. Por último, se puede observar la tasa de matriculación terciaria, que tiene varios determinantes en su crecimiento a lo largo de la mitad del siglo XX. Ya en la mitad del siglo la enseñanza técnica experimentaba un cambio en su diseño, convirtiéndose en Universidad del Trabajo y en las últimas décadas se puede observar un cambio orientado a cursos técnicos con inserción directa en mercado laboral, registrándose un crecimiento significativo en la matriculación para el periodo 1961 a 1991. Otro factor de crecimiento es la creación del Instituto de Profesores "Artigas" (I.P.A) en el año 1949; esta ampliación en la oferta de enseñanza profesionaliza la figura del docente y genera un aumento de matriculados en estudios terciarios. Dentro de otro orden de factores, los autores

⁹ Cantidad de niños en edad que oficialmente corresponde al nivel primario y matriculados en la escuela primaria, como porcentaje de los niños de la misma edad en la población total, calculadas independientemente para cada sexo.

https://celade.cepal.org/redatam/pryesp/cairo/WebHelp/Metalatina/tasa_neta_de_matricula_en_educacion_primaria.htm: Consultado el 29/3/01.

¹⁰ Número de alumnos del grupo de edad correspondiente teóricamente a un nivel de educación dado, expresado en porcentaje de la población total de ese grupo de edad (nivel secundario).

<http://uis.unesco.org/sites/default/files/documents/education-indicators-technical-guidelines-sp.pdf>: Consultado el 29/3/01

¹¹ Se calcula como el total de personas matriculadas en el nivel terciario o universitario, independientemente de la edad, dividido la población perteneciente al grupo quinquenal, partiendo de la edad en la que deberían finalizar la secundaria.

https://celade.cepal.org/redatam/pryesp/cairo/WebHelp/Metalatina/tasa_bruta_de_matricula_en_educacion_superior.htm: Consultado el 29/3/01.

exponen la creciente necesidad de ingresar al mercado laboral mediante la educación (Melendres y Damonte, 2001).

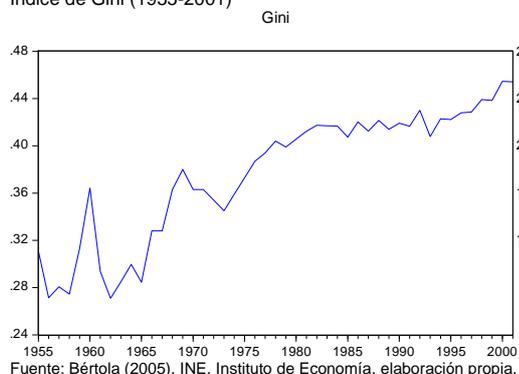
Complementariamente, Bértola y Bertoni (2012) nos ofrecen una panorámica individual por tasa de cobertura en primaria, educación media y terciaria, además de una tasa conjunta de cobertura para los tres niveles educativos.¹² Hacia mediados de siglo XX, luego de una recuperación de la tasa en las dos décadas previas, Uruguay se acerca a los niveles de Argentina en cobertura de primaria, lo cual dura hasta la década de 1960 (logrando máximas históricas de cobertura), donde comienza un registro de deterioro de la misma. A partir de entonces, Uruguay enfrenta una fuerte caída hasta los años setenta y posterior estancamiento en los niveles de cobertura en primaria, periodo en donde Brasil alcanza los niveles de la región. Con respecto a la educación media, la región tiene elevadas tasas de cobertura para el periodo, denotando una inclinación de sus políticas de educación a la rama técnica, indicador en el cual Uruguay se acopla con la región y registra altos niveles de cobertura, fundamentados, sobre todo, en la enseñanza secundaria. Para el último nivel de cobertura, el terciario, Uruguay converge al nivel de los países líderes hasta mediados de siglo, pero en el periodo que abarca la segunda mitad del siglo XX, se da lo contrario. En cuanto a Argentina se comporta de manera similar a Uruguay en su tasa de cobertura terciaria, pero Brasil es totalmente opuesto a partir de 1950, cuando arranca un acelerado camino a la convergencia con los principales países a nivel mundial. La tasa de cobertura conjunta mantiene los comportamientos de las tasas individuales para la región. Pero cabe señalar el aspecto divergente del caso uruguayo hacia mitad de siglo, donde genera un camino apartado al de la región y al de los países líderes en cobertura, hasta finales de siglo. Particularmente, la divergencia del PIB per cápita a mediados de siglo iba en sentido contrario a la de la cobertura en educación, pero avanzado el periodo la tasa de cobertura sigue el camino de divergencia con respecto al mundo relevante y la región, en particular con respecto a Brasil (Bértola y Bertoni, 2012). Estos

¹² El cálculo de las tasas es como sigue: i) cobertura en educación primaria: relación entre la cantidad de estudiantes en ese nivel y la población en el tramo de edad de 5 a 14 años; ii) educación media: el tramo de edad de 10 a 19 años; iii) cobertura en educación terciaria: relación entre la cantidad de estudiantes en ese nivel universitario y la población de 20 a 24 años; iv) tasa de cobertura combinada: es la sumatoria de la cantidad de estudiantes en los tres niveles educativos, ponderados de acuerdo a los multiplicadores 1 en primaria, 1,4 en enseñanza media y 2 en universitario; el resultado se divide entre la población de entre 5 y 24 años.

indicadores muestran una parte de la panorámica de bienestar, a tener en cuenta, los niveles educativos muestran como Uruguay diverge de la región y los países desarrollados.

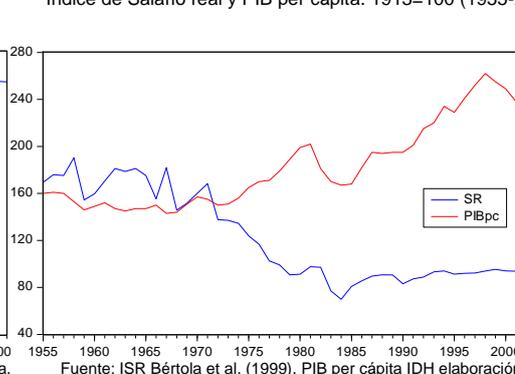
Un aspecto fundamental cuando se habla de bienestar económico es estudiar la distribución del ingreso de una sociedad, y nosotros lo presentamos como la tercera dimensión a estudiar con los indicadores antropométricos. En este sentido, en el Grafico N°4 presentamos los años del periodo que van desde 1955 hasta 2001, de la serie construida para el siglo XX por Bértola (2005) y el INE con ajustes del Instituto de Economía. Hay tres grandes fases que presenta la distribución del ingreso, las dos primeras no son de relevancia para el presente trabajo,¹³ y la tercera fase, que empieza en 1960, da cuenta de un significativo aumento de la desigualdad hasta el final del siglo (Bértola, 2005). Se observa en el Grafico N° 4 esta fase presentada por Bértola, en el periodo hubo tres fases: aumento sostenido, con empujes, hasta la primera mitad de los 1980s, estabilidad hasta mediados de los 1990s, y nuevo crecimiento desde entonces. En suma, estamos hablando de una evolución de la desigualdad de largo plazo dominada por el deterioro.

Gráfico N° 4
Índice de Gini (1955-2001)



Fuente: Bértola (2005), INE, Instituto de Economía, elaboración propia.

Gráfico N° 5
Índice de Salario real y PIB per cápita. 1913=100 (1955-2001)



Fuente: ISR Bértola et al. (1999), PIB per cápita IDH elaboración propia.

Hacia finales de la década de los años sesenta, el salario real comienza una caída muy importante y pronunciada, como se puede observar en el Gráfico N°4 (evolución que contraste con la que siguió el PIB per cápita). Se trata de una trayectoria que combina una fuerte escalada inflacionaria –y una sucesión de planes

¹³ . Las tres grandes fases que presenta la distribución del ingreso son: la primera de 1870 hasta 1910 donde se ve aumento de la desigualdad, la segunda fase que va de 1910 hasta 1950 se observa una caída de la desigualdad hasta 1940 y una caída más pronunciada hasta 1960, y la tercera fase que empieza en 1960 con un aumento de la desigualdad hasta el final del periodo (Bértola, 2005).

de estabilización– con un fuerte abatimiento de los salarios que incluyó cambios significativos en la regulación del mercado (desmantelamiento de los consejos de salarios desde 1968 hasta la restauración democrática), eliminación de gremios y sindicatos durante la dictadura y una sostenida liberalización del mercado de trabajo hasta finales del siglo XX (Notaro, 2005). Es clara la caída del poder de compra de los asalariados del país, y este hecho debería repercutir en el nivel de bienestar de las familias; proceso que debería generar efectos negativos en el indicador antropométrico. “La evolución del Salario Real muestra cuánto más ganan o pierden los ingresos derivados del trabajo en relación al crecimiento de los precios de consumo de una canasta de bienes y servicios, como un proxy a la evolución de la satisfacción de necesidades de la clase trabajadora” (Cancela et al., 2010).

¿Cuál es el panorama general que nos ilustra la evolución de este conjunto de indicadores que constituyen aproximaciones al bienestar económico?

La segunda mitad del siglo XX muestra un bajo nivel de desarrollo económico, en un periodo que se caracteriza por exhibir divergencia económica con respecto a los países del core mundial (e, incluso, frente a América Latina), bajo crecimiento del producto y moderado crecimiento del PIB per cápita, un producto volátil sin mejoras en términos de eficiencia, mejoras en la tasa de matriculación de secundaria y terciaria pero con estancamiento en la tasa de primaria, tasa de mortalidad infantil decreciente pero con la tasa bruta de mortalidad estancada y un nivel de desigualdad marcadamente creciente. De hecho, nos encontramos con un panorama ya adelantado por el comentario recogido de Camou y Maubrigades (2005). Se trata de una evolución del bienestar que no permite, con contundencia, hablar de mejoras, sino más bien de una evolución mixta. Algunos indicadores relacionados con la salud y con la educación muestran progresos importantes, pero los relacionados con el ingreso y su distribución están lejos de confirmar una evolución favorable.

Es en este sentido que entendemos que el valor evolutivo esperado para el indicador antropométrico no debería presentar una mejora en el bienestar económico de la población uruguaya para la segunda mitad del siglo XX. Precisamente, el bienestar económico en Uruguay, visto desde la óptica de los indicadores seleccionados, ofrecería una noción de lo que Oddone llama “el largo

declive” de la economía en el siglo XX. Este fenómeno es representado por la trayectoria de los principales indicadores de bienestar de la economía uruguaya, y, por extensión, debería reflejarlo, también, el indicador antropométrico., la literatura nos indica que en Uruguay para la segunda mitad del siglo XX se desarrolla una evolución divergente en los indicadores tradicionales de bienestar económico con respecto a los países desarrollados. Esta divergencia capturada en Baten y Carson 2020, para el caso de América Latina, ilustra cómo en los comienzos de siglo la región registraba niveles de bienestar similares a las de los países desarrollados, pero este emparejamiento pierde efecto y se distancia hacia mediados de siglo y se profundiza para la segunda mitad del siglo.

1.3 Hipótesis del trabajo

Nuestras hipótesis de trabajo son dos, la primera es que los indicadores antropométricos son variables adecuadas para aproximar el bienestar económico en Uruguay. En este sentido, entendemos que el valor evolutivo para los indicadores antropométricos no dará cuenta de mejoras en los niveles de bienestar económico de la población uruguaya para la segunda mitad del siglo XX. Esperamos, de hecho, que esos indicadores –en sus distintas definiciones– evolucionen conjuntamente con la trayectoria de los indicadores de bienestar y que no muestren una mejora en el período bajo análisis. Esta hipótesis la testaremos con el cálculo de los indicadores y observando cómo evolucionan.

La segunda hipótesis es que los indicadores antropométricos tienen movimiento con los indicadores estándar. Sin embargo, podría suceder que los indicadores no fueran representativos de la trayectoria de bienestar de la economía. Y esta hipótesis alternativa abre dos posibles caminos, uno referido a la calidad de la información construida y, otro, referido a que, por algún motivo que se deberá indagar, los indicadores antropométricos en Uruguay efectivamente seas divergentes con respecto a los indicadores más estándar. Esto se testeará con la modelización de los indicadores.

En suma, lo que se propone es testear tres indicadores antropométricos, a saber: la altura, el índice de masa corporal y el coeficiente de variación de las alturas. Se debería encontrar una evolución consistente entre los indicadores, aun considerando el comportamiento mixto de los indicadores tradicionales de bienestar.

Esto es así al no tener un comportamiento claro en mejoras de bienestar o deterioro de bienestar en los indicadores tradicionales, sino que registran mejoras en algunos y empeoramiento en otros. Este comportamiento mixto que muestra la panorámica histórica y los indicadores puede ocasionar indefiniciones en los indicadores antropométricos. En suma, lo que esperamos es que los indicadores antropométricos tengan relativa estabilidad, o mejoras poco significativas de ambos.

Parte 2

2.1 Presentación

La literatura establece que los indicadores más relevantes de bienestar económico para comparar a través de la historia son el PIB per cápita, el salario real y los indicadores estándar de desarrollo humano. Estos indicadores tienen una vinculación estrecha con los indicadores de bienestar biológico, como lo es la talla de las personas. Esta vinculación está ampliamente documentada tanto en la literatura económica como en la literatura de la antropología biológica humana.

Los fundamentos básicos de los que surge la corriente de antropometría biológica en economía se encuentran en la teoría biomédica del crecimiento físico de las personas (Eveleth y Tanner, 1976; Falkner y Tanner, 1986), que establece que la etapa final del crecimiento de la talla se alcanza, en promedio, entre los veinte y veintidós años, y que los indicadores de talla son una expresión de las circunstancias económicas y no económicas que rodean el proceso de crecimiento durante la infancia de la población. Adicionalmente, los indicadores de talla son excelentes indicadores del estado nutricional, de acuerdo con numerosos estudios realizados durante décadas por médicos, antropólogos, nutricionistas y biólogos.

Las medidas antropométricas tienen especial relevancia para valorar la calidad del entorno medioambiental y los niveles nutricionales durante el período de crecimiento de las personas (Tanner 1978, 1981; Falkner y Tanner, 1986). A los veinte años, el adulto promedio alcanza el desarrollo definitivo en la talla según las investigaciones biomédicas, razón por la cual, la talla conseguida registraría el desgaste energético producido por las enfermedades, el trabajo y el medio ambiente en los nutrientes ingeridos desde la concepción y el embarazo de la madre hasta el período de crecimiento físico final.

Utilizando información estadística del PIB per cápita y de la talla de las personas, en países desarrollados y en vías de desarrollo, a lo largo de más de un siglo de información relevada (y particularmente del siglo XX), se concluye que la talla media correlaciona altamente con PIB per cápita (Steckel, 1983). A partir de estos resultados, la literatura de historia económica comienza a expandirse en esta línea de trabajo, y se estudian las tendencias del PIB per cápita a través de los datos históricos de la talla. Se logra, así, resolver el problema asociado a períodos temporales donde la información disponible sobre el indicador convencional de bienestar no existía o era muy poca.

Hasta el momento, todos los estudios muestran que la talla se relaciona con el PIB per cápita, y que refleja el impacto de los procesos socioeconómicos en la evolución del indicador en el tiempo. En definitiva, el indicador de talla es formulado como función del PIB, del medio ambiente y de los niveles de salud, y se correlaciona de manera positiva con los ingresos, el desarrollo cognitivo y la longevidad, siendo la correlación negativa para la mortalidad infantil (Steckel, 1995; Bozzoli et al., 2009; Case y Paxson, 2008; Cinnirella et al., 2011). Por lo tanto, la talla de un adulto se ve en la literatura como indicador sintético de las condiciones ambientales en las que se desarrolla la vida de las personas hasta que alcanzan el máximo de crecimiento (Tanner, 1986). Surge, de esta manera, el vínculo teórico y empírico entre la Antropometría Histórica y el campo de la Historia Económica.

Además de la altura como indicador antropométrico, se presentan dos indicadores más de antropometría para medir el bienestar en contextos históricos; éstos son el peso y el índice de masa corporal. De la misma manera que la altura, estos indicadores se testean en torno a los indicadores tradicionales de bienestar económico, "...los historiadores económicos han examinado importantes problemas históricos a través de la estatura humana. Con fuentes muy diversas, se ha analizado la evolución de las tallas y otras medidas antropométricas, como el peso y el índice de masa corporal, para distintas edades, grupos, clases sociales y etnias, de diferentes lugares y contextos ambientales, que dan cuenta del estado nutricional y la calidad de vida de poblaciones históricas." (Martínez-Carrión, 2009, pág. 1).

Adicionalmente, la evidencia empírica da cuenta que el coeficiente de variación de la talla está correlacionado con la desigualdad en una sociedad. Los sectores más

ricos de la población tienen acceso a mejores alimentos, a mejores viviendas y menos posibilidades de contraer enfermedades, por lo que sus integrantes tienden a ser más altos que la parte más pobre de esa población. Esto es un indicativo de que la variación de la talla de una determinada cohorte puede ser un buen proxy de la distribución del ingreso durante los años de su nacimiento. La correlación con el coeficiente de Gini para la región de América Latina muestra que los resultados son consistentes con la hipótesis. La relación entre los dos indicadores de desigualdades es significativa y fuerte, además de tener una estimación robusta en diferentes procedimientos (Baten et al., 2011).

En la línea de estimar una medida de desigualdad alternativa con el indicador antropométrico, se expone en la literatura que el coeficiente de variación de la talla a lo largo de un periodo de referencia sería una buena medida de desigualdad de la sociedad. En la literatura se ha discutido largamente que la desviación estándar no es un indicador de desigualdad porque los antropólogos sostienen que la varianza biológica aumenta con las alturas promedio; por esta razón, se estudia el coeficiente de variación de la variable talla que tiene en cuenta el efecto mencionado por los antropólogos del desvío estándar (la varianza aumenta conjuntamente con el promedio de la talla). Por tanto, la evolución del coeficiente de variación a lo largo del tiempo es una medida proxy de desigualdad, sobre todo ante la falta de información del coeficiente de Gini (Baten et al., 2011).

Por último, cabe señalar que la estatura humana responde a patrones de ciclos a través del tiempo, si bien existe una creencia popular de que la altura física responde a una tendencia secular ascendente, toda la evidencia indica que no es así, sino que responde a evolución irregular y con una fuerte dependencia de los factores medioambientales, alimenticios y sanitarios (Martínez-Carrión 1994).

2.2 Antecedentes

Existe una amplia literatura que sigue la evolución de la talla y el índice de masa corporal en el campo de la economía y la historia económica. Por la amplitud de trabajos y autores, nos centraremos en los más relevantes para este trabajo de investigación. Un conjunto de trabajos encuentra que la talla es un buen indicador de bienestar y que correlaciona positivamente con los indicadores de bienestar, y serán referenciados en este apartado.

La talla ha adquirido especial relevancia entre los historiadores económicos alrededor del mundo. En este sentido, se entiende en la literatura que los factores ambientales (conjunto de características geográficas, climáticas, económicas y sociodemográficas) tienen una estrecha relación con el crecimiento fisiológico de las personas. Por lo tanto, al cambiar estos factores, también lo harían los propios del crecimiento y el desarrollo. En definitiva, en el largo plazo, los factores ambientales y el progreso económico han sido determinantes en el crecimiento de la talla de las poblaciones (Martínez-Carrión, 2005).

Si bien en el periodo de investigación existen indicadores de bienestar aceptados, la literatura antropométrica nos indica que, frente a la ausencia de los indicadores tradicionales de medición del ingreso, utilizar la talla y el índice de masa corporal son medidas de bienestar económico bien aceptadas en la literatura económica. Además, se establece que las tallas de las poblaciones miden la nutrición neta acumulada, y el índice de masa corporal indica el nivel de nutrición actual de las poblaciones (Carson, 2013).

Una pregunta muy relevante en el campo de los indicadores antropométricos es: ¿qué nos dice la altura de una población determinada? La talla promedio del adulto refleja la evolución del estado nutricional neto a lo largo de la vida, y la estatura promedio captura el efecto de la nutrición de las personas desde su primera infancia hasta el desarrollo adulto. Por lo tanto, cualquier deterioro de la salud y problemas de mala alimentación, impactarán directamente en el desarrollo físico de la persona; en suma, se puede decir que la talla es una función del ingreso, la salud, aspectos cognitivos y el medio ambiente (Martínez-Carrión, 2005).

Un estudio realizado en Colombia, para todo el siglo XX, relaciona la estatura como un indicador de bienestar con varios indicadores socioeconómicos. El análisis es realizado a través de la metodología econométrica de series de tiempo con funciones VEC y VAR, y surgen resultados que muestran una relación de largo plazo entre la medida antropométrica de altura y las variables económicas incluidas en el análisis (PIB per cápita, salario real, y las dimensiones del índice de desarrollo humano). El aumento de alimentos con mejor calidad a menores precios y el progreso en las condiciones económicas, PIB per cápita, la educación y desarrollo

humano, llevaron a que la estatura de la población colombiana aumentara (Meisel-Roca et al., 2019).

En la línea de investigación de los indicadores de bienestar alternativos, encontramos en la literatura estimaciones para países africanos que proporcionan evidencia de la relación del índice de Gini con el coeficiente de variación del indicador de altura. Estas estimaciones incluyen variables ficticias para controlar diferencias en definiciones de ingresos y cobertura de la población, y también se incluyen efectos fijos por países, centrándose en los efectos intertemporales, principalmente. En suma, demuestran que la altura a través del coeficiente de variación resulta significativa y correlaciona positivamente con los coeficientes de ingreso de Gini (Moradi et al., 2005¹⁴).

Por otro lado, en la literatura de antropometría económica también se ha planteado que la evolución de la talla no necesariamente es acompañada con los indicadores tradicionales de PIB per cápita o salario real. En tal sentido, las investigaciones indican que caídas significativas en las estaturas promedio de determinadas poblaciones pueden no estar correlacionadas con los indicadores de ingreso y producto per cápita, sino que, por el contrario, moverse en direcciones opuestas (Komlos, 1993). Cabe resaltar que este argumento de divergencia entre los indicadores tradicionales y los indicadores antropométricos se da principalmente en las fases iniciales de la revolución industrial.

Puntualmente, en las épocas de la revolución industrial y el principio del crecimiento económico moderno se observa esta divergencia, registrándose un crecimiento en los indicadores de bienestar económico, pero una disminución en la talla de los individuos (Komlos, 2012).

Martinez-Carrion (1994) expone que hay investigaciones que encontraron que el PIB o el PIB per cápita no van en línea con el crecimiento de los indicadores antropométricos, más precisamente a las mejoras en los niveles de bienestar y de calidad de vida. En este sentido, la divergencia entre los indicadores antropométricos y tradicionales se hace notoria para algunos casos históricos. Por ejemplo, el caso bien documentado de Gran Bretaña a mediados del siglo XIX, que

¹⁴El trabajo contempla a 28 países de África Sub Sahariana y cubre el período 1950-1980.

experimenta una caída en las alturas de los soldados británicos, mientras que el nivel de renta del país y el PIB per cápita aumentan. “Todo parece indicar que la expansión de la renta que se manifiesta en las décadas centrales del siglo XIX corrió paralela al deterioro de la salud y la nutrición de las clases trabajadoras británicas.” (Martinez-Carrion, 1994, pág. 690).

Otro caso de investigación en el que los indicadores antropométricos y los tradicionales no son convergentes es el del sur de la India. Este trabajo indica que las clases trabajadoras sufren un deterioro a pesar del crecimiento económico, en la segunda mitad del siglo XIX. Esto perduró en el tiempo llegando al periodo de la primera guerra mundial y con niveles históricamente bajos de productividad de la tierra que disminuyó las posibilidades alimentarias de la población. Y, como último caso contrario a la literatura antropométrica de bienestar, está Irlanda, que se encuentra en la vereda opuesta, ya que los registros marcan que las estaturas de los irlandeses eran significativamente más altas que la de los ingleses con anterioridad a la gran hambruna, inclusive cuando tenían un nivel de pobreza generalizado, particularmente en los sectores más pobres y de trabajadores jornaleros. “Tal información sugiere que los irlandeses estaban relativamente bien provisionados en términos nutricionales en vísperas de uno de los mayores desastres del siglo XIX, hecho que no deja de ser una paradoja en la historia económica contemporánea.” (Martinez-Carrion, 1994, pág. 691). Estos resultados dan señales de que no en todos los casos los indicadores antropométricos correlacionan con los indicadores de bienestar tradicionales.

De los resultados más importantes de la literatura antropométrica es que se revelaron la existencia de los ciclos en la estatura física de las poblaciones. Esto se pone de manifiesto observando las evoluciones de las estaturas que tienen mucha influencia de los factores medioambientales y alimenticios, por tanto, la evidencia histórica da soporte a este hecho estilizado de la literatura (Martínez-Carrión, 1994).

Como se mencionó en el principio del trabajo, para Uruguay, los estudios de largo plazo sobre este tema son muy escasos. Apenas se encontró un estudio del London College Institute que realizó un trabajo de investigación a nivel mundial, con más de 800 investigadores encabezados por Majid Ezzati, estudiando la evolución de las alturas a lo largo del siglo XX. Las conclusiones de este trabajo indican que en

Uruguay existió, a lo largo del siglo, un crecimiento promedio de 10 cm para los hombres y de 12,5 cm para las mujeres. Estos resultados son producto de la realización de un modelo estadístico y no del trabajo con información de campo de larga data.

En el caso de las mujeres se produjo un crecimiento pasando de un promedio de altura de 149,6 cm en el año 1914 a 162,1 cm en año 2014. En el caso de los hombres, el aumento fue de 10 centímetros en promedio, pasando de 163,8 cm a 173,4 cm durante el mismo periodo (Ezzati et al., 2016).

El modelo que se referencia toma una estructura de jerarquía de alturas promedio por cada país y cada año, y a esta estructura jerárquica se le anidan niveles y tendencias de las regiones de los países, y en regiones más amplias,¹⁵ y niveles en el mundo. En este modelo, las estimaciones de las alturas para cada país vienen dadas por la información recolectada en cada caso, excepto en los países y regiones donde no se pudo realizar este muestreo, casos en los cuales el modelo prevé la estimación como parte de las regiones y regiones más amplias; especialmente aquellos en la misma región con datos en períodos de tiempo similares. La estructura del modelo jerárquico comparte información en mayor medida cuando los datos no existen o contienen poca información, fundamentalmente en los casos donde el tamaño de muestra es pequeño.

Específicamente, para el caso de Uruguay, tomaron una muestra de 3.841 observaciones, que corresponden a tres fuentes diferentes. De la “The Survey on Health, Well-Being, and Aging in Latin America and the Caribbean (SABE)” de los años 1999-2000, se tomaron, a nivel comunidad, datos urbanos de 502 hombres y 851 mujeres, todos mayores de 60 años. En la encuesta “STEPS” del año 2006 se desglosaron 261 hombres y 649 mujeres, en el rango de edad de 25 a 64 años. Y, por último, del “CESCAS Study” de los años 2011-2012, se tomaron 650 hombres y 928 mujeres en la franja etaria 35 a 74 años.

Entendemos que la evidencia disponible no responde a los cuestionamientos relevantes en cuanto al bienestar económico, al posicionamiento del indicador antropométrico en Uruguay, y lo más importante, no atiende a los supuestos teóricos

¹⁵ Llamadas superregiones en el artículo de Ezzati *et al.* (2016).

de la teoría antropométrica en economía. En este sentido de evidencia disponible para Uruguay, entendemos que se debe avanzar hacia una base más completa de datos, que tenga el alcance en todas las regiones del país y, por sobre todo, que sea extensa en años. El presente trabajo avanza en estos aspectos, proponiendo una investigación en la línea que proponen autores como Martínez-Carrion, Baten, Llorca-Jaña, entre otros que referenciamos a lo largo de este documento.

Para finalizar con el repaso de los antecedentes, elaboramos un cuadro comparativo (Cuadro N°1) entre los países de la región. Además, agregamos a México y España, como países fuera de la región que podamos comparar con Uruguay y elaborar un punto de arranque para la altura uruguaya en la literatura antropométrica. Estos datos son extraídos del trabajo “Antropometría histórica de Chile: evolución de la estatura de la población en el largo plazo, siglos XVIII-XX” (Llorca-Jaña et al., 2018).

Cuadro N°1

Alturas comparadas por década de nacimiento países de la región, México y España

| País / Década nacimiento | España | Argentina | México | Brasil | Colombia | Chile |
|--------------------------|--------|-----------|--------|--------|----------|-------|
| 1950 | 170,8 | 170,8 | 165,1 | 168,2 | 167,8 | 169,3 |
| 1960 | 174,2 | | 166,4 | 169 | 168,5 | 170,8 |
| 1970 | 175,2 | | | 171,6 | 168,9 | 171,5 |
| 1980 | 175,6 | | 167,8 | 171,7 | 170,6 | 171,8 |
| 1990 | | 174,4 | 170,3 | 173,0 | | |
| 2000 | | | | | 172,2 | |

Fuente: Llorca-Jaña et al. (2018), Tabla N°7, elaboración propia.

Nota: se trata de indicadores que representa a toda la población.

El Cuadro N°1 muestra, en forma comparada por década, las alturas de una muestra de países seleccionados para poder ver en contexto regional e internacional la evolución de las alturas. En este caso, podemos apreciar cómo en todos los casos el indicador evoluciona al alza. Chile registra un leve crecimiento hasta la década de 1980, al igual que Brasil, Colombia y México; pero, al no tener datos intermedios de Argentina, no podemos observar esta evolución, que de todos modos, llega a la década de 1990 con un aumento significativo con respecto a mediados de siglo XX. España tiene una evolución más fuerte a mediados de siglo, para luego ingresar en la senda de crecimiento leve.

Parte 3

3.1 Metodología de construcción de la base de datos

Indicadores antropométricos

La primer tarea a realizar, y que nos permitirá testear la primera de las hipótesis, es la construcción de la base de datos. La recolección de datos sigue una estricta supervisión y análisis de fuente, basado en la metodología antropométrica de economía, que sugiere, frente a la ausencia de datos de alturas de la población general, tomar registros militares. Esta metodología está ampliamente aceptada por la academia y muestra que los resultados son estables y consistentes con las poblaciones en general (Martinez-Carrion, 1994). Este punto es de particular relevancia y de discusión para la región que abarca el territorio uruguayo, debido a que el servicio militar no era de carácter obligatorio.¹⁶ La literatura indica que los registros militares han sido la principal fuente de datos, a lo largo del tiempo, en los países que se registran estudios antropométricos, e, inclusive, esta fuente llega a ser la única fuente disponible.¹⁷ Está ampliamente documentado por todos los autores que se repasan en este trabajo que los registros militares (reclutas) son una representación adecuada de la población en general. Para nuestro caso, aun no tenemos la certeza de que la muestra¹⁸ sea totalmente representativa, por tal motivo a lo largo de este trabajo se evaluaría este punto, veremos si los indicadores terminan siendo consistentes con las expectativas teóricas planteadas y, fundamentalmente, si los indicadores “cuentan” una historia consistente con lo que sabemos de la evolución económica y social de la segunda mitad del siglo XX.

Las variables recogidas de las diferentes fuentes de datos se detallan en anexo, junto con el periodo y las fuentes. Para el cálculo del índice de masa corporal (IMC)

¹⁶ Debemos aclarar que, para el periodo que va del año 1973 a 1984, los empleados públicos y las personas que deseaban ingresar a la universidad tenían la obligación de registrarse como recluta reservista de las FF.AA. Esta obligación era solo para las personas del sexo masculino, y era de carácter administrativo, no registrando datos de peso o altura.

¹⁷ Otra fuente que ha empezado a explotarse recientemente, incluso en varios proyectos de investigación de América Latina, es la de los documentos de identidad. En países como Bolivia y Colombia, el trámite para obtener la documentación identificadora (la cédula de identidad en nuestro país) incluía la medición de la altura.

¹⁸ Se cuenta con una muestra significativamente grande y de carácter nacional, que contribuye dilucidar la hipótesis planteada.

se sigue el enunciado tradicional de la fórmula, que establece que el índice de masa corporal es igual al cociente entre el peso medido en kilogramos y el cuadrado de la estatura medida en metros. El índice de masa corporal, según la Organización Mundial de la Salud (OMS) tiene cuatro categorías definidas por el coeficiente: “bajo peso”, con el registro del índice por debajo de 18,5; “peso normal” situando al índice en el rango de 18,5 a 25; “sobrepeso”, con un IMC que va de 25 a 30, y “obesidad” correspondiente a los registros mayores a 30. Estos criterios son los que se utilizan en la actualidad, y vamos a suponer que se mantienen constantes en los casi 50 años del análisis.

El proceso propiamente dicho de recolección de datos y armado de la base se concretó en un plazo de 9 meses, debido, fundamentalmente, a la dificultad del registro de los datos requeridos por parte de las diferentes instituciones consultadas. Como la literatura de antropometría sugiere, la búsqueda de los datos en los registros administrativos de los reclutas de las FF.AA., es allí en donde comenzamos nuestra búsqueda de datos de alturas y peso de la población uruguaya en la segunda mitad del siglo XX. Se comenzó con la consulta de la existencia de los datos, de manera informal, en el Ministerio de Defensa Nacional de Uruguay; una vez constatada la existencia de los mismos, se realizaron los pedidos formales a través de los Ayudantes Oficiales Militares del Ministro de Defensa Nacional.¹⁹ Obteniendo una respuesta favorable y posterior devolución de los archivos con la información de las alturas y pesos de los reclutas nacidos en 1931 hasta el último registro disponible de los nacidos en el año 2002. La altura se tomó en un momento en el cual nos aseguramos que la altura llegó a su tope de crecimiento, antes o después las mediciones serían menores. Atiéndase que cerrar nuestro período de análisis en 2002 no es antojadizo. Los datos fueron obtenidos en 2020, lo que implica que los reclutas más jóvenes nacieran 18 años antes. El análisis se limitó la muestra entre los años 1955 y 2001, decisión basada en la observación de la misma, e intentando no generar sesgo por falta de datos al comienzo del período (además de coincidir con el inicio de las Cuentas Nacionales).

¹⁹A quienes agradecemos su buena predisposición en todo momento para la obtención de estos datos, al Cnel. Luis Suarez, Cnel. (Av.) Luis Fernández y C/N (CG) Héctor Magliocca.

En una segunda instancia, se realizó una consulta al Instituto de Antropología de la Facultad de Humanidades de la Universidad de la República, donde fuimos derivados con la Prof. Isabel Barreto del Instituto. Con el asesoramiento de la Prof. Barreto, se procedió a realizar un plan de recolección de datos en diferentes lugares donde se podría establecer contacto con posible información de alturas de personas en el siglo XX. Estos lugares fueron: el Archivo General de la Nación (AGN), instituciones de expedición de carnet de salud públicos y privados, y policía nacional. A éstos se les realizó consultas por vía telefónica y correo electrónico, obteniendo respuestas de todos los lugares consultados. Estas búsquedas no arrojaron resultados favorables, ya que no se encontraban registros históricos de datos de alturas o pesos en los archivos de estas instituciones. En particular, en el AGN no hay información de alturas registradas, en los carnets de salud existen algunos datos, pero están muy dispersos y no son de fácil acceso, y en especial en el archivo público (Intendencia Municipal de Montevideo) existió, pero la información está perdida.

La estrategia se centró, entonces, en los datos de los registros administrativos de las FF.AA. Esta se fundamenta y sigue los parámetros estandarizados de la literatura en antropometría y, por supuesto, la imposibilidad de contar con otra fuente de datos. En primera instancia debemos abordar la conveniencia o no de tener solo datos de reclutas²⁰ militares. Como se puede apreciar a lo largo del documento, la literatura está fuertemente nutrida de los diferentes registros administrativos de las FF.AA. de cada país o región, hecho que resulta de particular relevancia para nuestro trabajo, ya que los datos que se manejan están alineados con la literatura en antropometría que se cuenta a nivel mundial.

Al final del proceso de recolección, los datos obtenidos abarcan una muestra de 22.751 observaciones, de las cuales cada una corresponde al registro de un recluta. Estos registros individuales se obtuvieron con seis categorías cada observación, a saber: fecha de nacimiento, fecha de ingreso como recluta, sexo, peso, altura y departamento de nacimiento. Se realizó, por etapas, el armado de la base de datos

²⁰ Reclutas son las personas que se alistan para realizar servicio militar; en el caso puntual de Uruguay, son las personas que se enlistan para desarrollarse como profesional militar, tanto en escuela de oficiales como de personal subalterno.

antropométricos. En una primera instancia se procedió al orden por fecha de nacimiento de las observaciones de la muestra, luego se dividió la muestra por año de nacimiento. Una vez obtenido el orden por fecha de nacimiento, se realizó el cálculo del índice de masa corporal. En este punto se calculó el promedio por año de nacimiento de las alturas, y de los índices de masa corporal. Finalmente, se dividió la muestra por sexo, quedando dos bases, una con los registros femeninos y, la otra, con los registros masculinos. La base comienza con individuos nacidos en 1931 y finaliza con los nacidos en 2002. Sin embargo, como se mencionó en los párrafos anteriores, se acotó a un periodo específico la muestra: 1955-2001. La exclusión es de 28 observaciones que corresponden a los nacidos en cada año que se excluye: una observación en los años 1931, 1943 y 1950, tres observaciones en el año 1951, dos observaciones en el año 1952, seis observaciones en los años 1953 y 1954, y, por último, ocho observaciones en el año 2020. Quedando una muestra final con 22.723 observaciones.

A lo largo de la investigación se evaluó la pertinencia de incorporar otras fuentes de información antropométrica. En concreto, la encuesta de nutrición del año 1962, realizada por el “Comité Interdepartamental de Nutrición para la Defensa Nacional”, da cuenta de este tipo de información, aunque no arrojó datos procesables para la realización de las estimaciones. La encuesta releva las alturas promedio de la población masculina y femenina del Uruguay, así como al peso promedio estándar de la misma población, entre otros datos de salud de la población uruguaya. Involucra una muestra de 5950 personas entre Montevideo e Interior del país. Esta encuesta recoge datos de personas nacidas entre 1930 y 1945. Pero las cohortes (niños y adolescentes) de edades no permiten que se puedan incorporar a la base que se confeccionó. Por otro lado, la encuesta cuenta con resultados de alturas en adultos, pero no tenemos individualizada la muestra con fecha de nacimiento, por tal motivo tampoco se puede agregar a nuestra base. Lo que podemos mencionar son los resultados de los hallazgos de las alturas adultas²¹ para hombres y mujeres en esta encuesta. Con un total de 1.148 observaciones, la altura promedio masculina es de 168,1 cm y el promedio de altura femenina es de 155,5 cm con una muestra de 1.936. En nuestra muestra, el año 1962 tiene como promedio de alturas

²¹ Se establece en la encuesta que las personas adultas corresponden a las mayores de 15 años.

femeninas 163 cm en 25 observaciones y, para las alturas masculinas, el promedio es de 173 cm en 161 observaciones. Esto es, las diferencias no son despreciables.

Adicionalmente, se exploró la posibilidad de recolectar datos mediante los registros administrativos del Carnet de Salud, del ámbito privado, y del público. Estos registros se recolectarían in situ, por la falta de digitalización de las instituciones que los realizan. Estos datos fueron descartados en el proceso, ya que no contaban con datos de personas en el periodo de investigación.

Una vez confeccionada la base de datos, se obtiene la altura media en cm, el índice de masa corporal promedio y el coeficiente de variación de las alturas medias de la población uruguaya. Se esperan algunas relaciones con respecto a las trayectorias de los indicadores antropométricos. En el caso de la altura, ésta debiera comportar una trayectoria de no crecimiento a lo largo del período, puesto que el panorama histórico presentado previamente da cuenta de una economía cuyas ganancias de bienestar fueron modestas o, dependiendo de las dimensiones que se observen, de moderado deterioro. En el caso del coeficiente de variación, se espera que acompañe el comportamiento de largo plazo de la desigualdad.

Finalmente, respecto al índice de masa corporal, es necesario realizar algunas puntualizaciones, puesto que será crítico el nivel inicial del indicador que calculemos. Si el nivel inicial es bajo, un aumento del indicador dará cuenta de mejoras en términos de bienestar, siempre que no sobrepase niveles de obesidad. Análogamente, si el nivel inicial es alto, aumentos del indicador darán cuenta de estados de bienestar decrecientes. Nuestra expectativa es que el indicador no debiera mostrar mejoras notorias durante la segunda mitad del siglo XX, y evaluaremos esta hipótesis a la luz de los resultados.

Indicadores estándar de bienestar económico

Para el índice de desarrollo humano (IDH) tenemos varias fuentes que se recogen en Camou y Maubrigades, (2005). La esperanza de vida al nacer: Migliónico, A., (2001) "Tablas abreviadas de mortalidad por sexo y edad. Total, del país. 1908-1999". MSP FISS – BIRF, Montevideo. Tasas de natalidad y mortalidad: Instituto Nacional de estadística. INE Uruguay. Alfabetización en adultos Bértola, L y Bertoni, R. (2000), INE Uruguay (ECH), PIB: Bértola, L., M. Camou, et al. (2008).

El PIB per cápita se tomo una serie de Cuentas Nacionales, para el periodo 1955-2001, Banco Central del Uruguay (BCU) y el Instituto Nacional de Estadística (INE) la base es 2005=100, para realizar la panorámica histórica. En cuanto que, para los ejercicios de modelizar se utilizó el PIB per cápita del IDH confeccionado por Camou y Maubrigades (2005). Para el salario real, se utiliza una serie de Bértola et al. (1999), y el INE, tomando el periodo 1955-2001; el año base es 1913=100. Las tasas de mortalidad y matriculación son relevadas del fascículo "Variables Estadísticas Relevantes Durante el Siglo XX" que son entregas de información resumida de las variables más relevantes durante el siglo XX, elaborados por el INE. Abarca el periodo 1900 hasta el año 2017, se considera la segunda mitad del siglo, puntualmente el periodo 1955 a 2001.

Y para el índice de Gini se tomó la serie construida en tres tramos que se detallan a continuación:); 1913-1981 Bértola (2005); 1982-2013 Alves et al. (2012), Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Calculo de los indicadores y base de datos

En el Cuadro NºI.1 (Ver Anexo I), se resume la información procesada que se recolectó con respecto a las alturas y los pesos, agregándose el cálculo del índice de masa corporal, siendo cada dato la información de una persona. Como se puede apreciar, y ya se mencionó previamente, el periodo va de 1931 a 2002, donde los años corresponden al nacimiento de la persona, el cuadro comienza con los nacidos en 1955. Cada año contiene a las personas nacidas en ese año, pero medidas 18 a 20 años después (al momento de su ingreso a las FF.AA.) Todas las mediciones se realizan a la fecha de ingreso a las FF.AA., y éstas varían entre los 18 a los 22 años de edad. Siendo la medición en un rango de edades donde se ve el resultado final del crecimiento de las personas.

Existen diversos problemas derivados de los registros de reclutas (personal militar), los cuales están documentados en la literatura de antropometría, así como la forma de solucionarlos. El primer problema es la irregularidad de los datos en el tiempo, lo que surge con series que salen de diferentes fuentes; en el caso de nuestro trabajo, la fuente son los registros administrativos de las FF.AA. por tanto no entendemos tener esta problemática del origen de los datos. El segundo problema que plantea el

armado de la base es la falta de homogeneidad, que también aplica con registros relevados de diferentes fuentes; nuevamente al igual que en el primer problema, no se encuentra esta dificultad para la muestra recogida para este trabajo. Y el tercer inconveniente se origina frente a la ausencia en los registros de las personas que son excluidos por diferentes motivos. Los registros administrativos de las FF.AA. con los que contamos reflejan a los reclutas que terminan incorporándose a las Fuerzas, no contemplándose situaciones de exclusión. Esto es, no se contemplan las alturas de los “disminuidos físicos, huérfanos, enfermos por algún motivo, pobres, ni como es lógico la de los reclusos y los prófugos” (Martínez-Carrión 1994, pág. 370). Y, por último, un problema no menor en este tipo de estudios es la representatividad para toda la población. La literatura sugiere tener referencias de trabajos donde se hayan estimado alturas promedio para el país, y en regiones de otros países. Esta comparación permite medir el grado de representatividad de la muestra (Martínez-Carrión 1994). En este sentido, se comparan los datos con trabajos de países de la región.

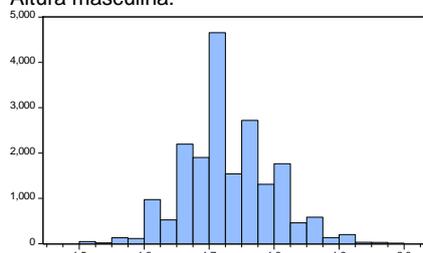
Para el procesamiento de los datos anuales que se muestran en el Cuadro N° I.1 (Ver Anexo I), se realizaron los promedios de las alturas y los promedios de los índices de masa corporal; adicionalmente, se muestra en una columna con la cantidad de datos disponibles por año. También se dividió la muestra en género, diferenciando masculino de femenino para todo el periodo, tanto en altura y peso, como en índice de masa corporal. Se procedió, a realizar el promedio de las alturas por año, para emparejar los datos de alturas con los datos de las variables elegidas de bienestar económico.

Por razones de análisis, se decidió tomar los datos a partir del año 1955, que es cuando empieza a tener mejor cobertura la muestra seleccionada, y entendemos que se inicia, con mayor claridad, el “declive” económico, el que debiera tener expresiones de afectación sobre los niveles previos de bienestar. El Cuadro N° I.5 “Variables de bienestar económico 1955-2001” (Ver Anexo I), tiene a toda la muestra de variables que se tomaron para realizar el análisis de los indicadores tradicionales conjuntamente con los de antropometría. Es importante mencionar que el registro de las Cuentas Nacionales comienza a llevarse a partir del año 1955. Si bien este hecho no afecta el trabajo, sí ofrece un importante flujo de información que enriquece el análisis de la segunda mitad del siglo XX.

La muestra se dividió en dos sub grupos, el masculino y el femenino; para el sub grupo masculino la cantidad de datos es de 19.353 observaciones y, para el femenino, de 3.398. A su vez, esta muestra se restringió a las observaciones que van del año 1955 hasta el año 2001.²² Esto se confeccionó a modo descriptivo, para exponer los datos. Para la realización de los modelos se utiliza la muestra completa de la población, procesada en promedios anuales por año. Por este motivo, el número de observaciones que se muestra en los modelos es de 47, que corresponden a una observación por año; el Cuadro N° 1.4 resume la cantidad de observaciones por período.

Los estadísticos descriptivos de las variables antropométricas altura masculina, índice de masa corporal masculino, altura femenina e índice de masa corporal femenino, se muestran en los Cuadros N°2, N°3, N°4 y N°5, respectivamente. Y de los estadísticos descriptivos para la muestra de la población total tanto de altura como de índice de masa corporal, se da cuenta en los Cuadros N°6 y N°7. Mientras que el cuadro N°8 reporta los estadísticos del coeficiente de variación de la altura, variable que se contrastará con el índice de Gini.

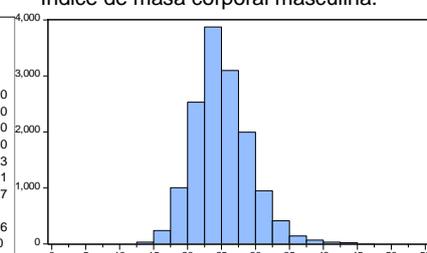
Cuadro N°2
Altura masculina.



| | |
|--------------|----------|
| Series: | ALTURA_M |
| Sample 1 | 19353 |
| Observations | 19352 |
| Mean | 1.724030 |
| Median | 1.720000 |
| Maximum | 2.000000 |
| Minimum | 1.470000 |
| Std. Dev. | 0.068583 |
| Skewness | 0.247781 |
| Kurtosis | 3.385357 |
| Jarque-Bera | 317.7606 |
| Probability | 0.000000 |

Fuente: registros administrativos FF.AA., elaboración propia.

Cuadro N°3
Índice de masa corporal masculina.



| | |
|--------------|----------|
| Series: | IMC_M |
| Sample 1 | 19353 |
| Observations | 14404 |
| Mean | 25.09860 |
| Median | 24.72518 |
| Maximum | 52.86160 |
| Minimum | 0.434671 |
| Std. Dev. | 4.147707 |
| Skewness | 0.635163 |
| Kurtosis | 4.629109 |
| Jarque-Bera | 2561.346 |
| Probability | 0.000000 |

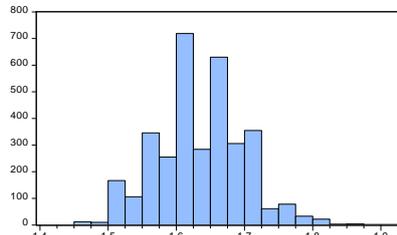
Fuente: registros administrativos FF.AA., elaboración propia.

La altura masculina registra una media de 172,4 cm para toda la muestra y una mediana de 172 cm. Por otro lado, el índice de masa corporal tiene, como media, 25,1 y mediana de 24,7. Se puede observar que el coeficiente de curtosis en la variable altura masculina es de 3,3, levemente por encima del criterio 3 que nos indica la normalidad de los datos, si bien estrictamente la distribución la debemos llamar leptocúrtica, el valor es muy cercano al umbral. La distribución cambia en la variable índice de masa corporal masculina que registra un coeficiente de curtosis de 4,6, siendo claramente una distribución leptocúrtica.

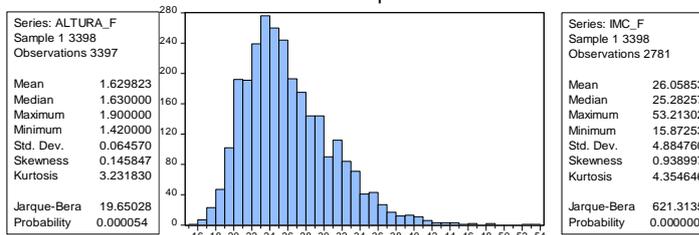
²² Como ya se mencionó, la pérdida de datos fue de 28 observaciones con el recorte de años.

Como se puede apreciar en los cuadros N°4 y N°5, la altura promedio para la muestra femenina es de 162,9 cm y la mediana es de 163 cm (alrededor de 10 cm menos que los varones). En el caso del índice de masa corporal la media es de 26,1 y la mediana es de 25,3. Con respecto a la distribución de la variable altura femenina, se desprende un coeficiente de curtosis de 3,2 indicando que su distribución es leptocúrtica, no obstante, el nivel es muy cercano a 3, pudiendo verse que se acerca a la distribución normal. No es así para la variable índice de masa corporal femenino que registra un coeficiente de 4,3, siendo su distribución claramente leptocúrtica.

Cuadro N°4
Altura femenina.



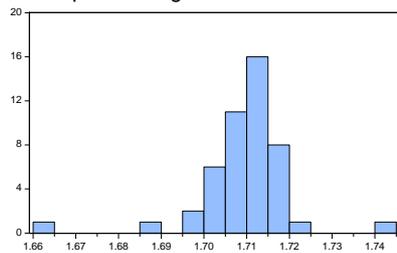
Cuadro N°5
Índice de masa corporal femenina.



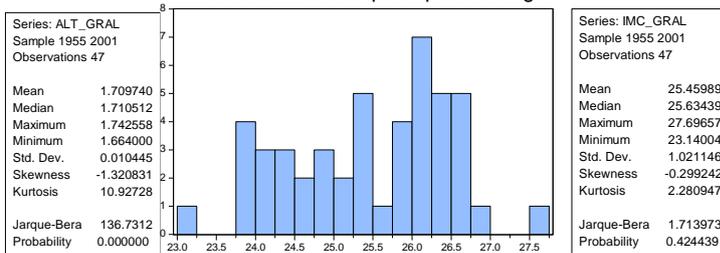
Fuente: registros administrativos FF.AA., elaboración propia. Fuente: registros administrativos FF.AA., elaboración propia.

Los descriptivos de la población total pueden ver en los Cuadros N°6 y N°7. En este caso, se observa una media de 170 cm, y una mediana de altura de 171 cm; para el caso del índice de masa corporal, el registro del promedio de la muestra es de 25,5 y una mediana de 25,6.

Cuadro N°6
Altura población general.



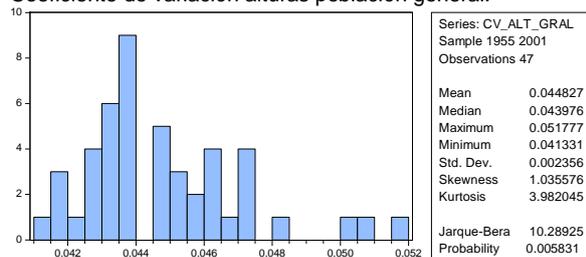
Cuadro N°7
Índice de masa corporal población general.



Fuente: registros administrativos FF.AA., elaboración propia. Fuente: registros administrativos FF.AA., elaboración propia.

La distribución de la muestra en las alturas presenta una curtosis de 10,9, lo que nos indica que, claramente, no es una distribución normal, presentando colas en la distribución. Con respecto al índice de masa corporal, el indicador curtosis es de 2,3, lo que indica, como se ve en el gráfico, menos apuntamiento y más colas en la distribución.

Cuadro N°8
Coeficiente de variación alturas población general.



Fuente: registros administrativos FF.AA., elaboración propia.

Los descriptivos para el coeficiente de variación dan cuenta de una distribución que no es normal, con valores asimétricos hacia las colas, con un coeficiente de curtosis de 3.9. La media reportada es de 0.044, casi el mismo nivel de la mediana con 0.043. Y con un desvío estándar muy pequeño de 0.002.

3.2 Metodología para estimar las relaciones entre indicadores antropométricos y estándar de bienestar económico

La literatura de antropometría se basa en la metodología de econometría de series de tiempo, debido al carácter de la información de las bases de datos. Por tanto, el presente trabajo sigue esta metodología. Se modeló la talla (altura de la población) y el índice de masa corporal, en función de los indicadores tradicionales de bienestar económico. Se proponen dos bloques de ejercicios econométricos, uno que contrasta a los indicadores de altura e IMC con los indicadores de bienestar, y un segundo bloque en el cual se contrasta el coeficiente de variación de altura con el índice de Gini.

Para las variables antropométricas detalladas en la sección Datos, se calcularon los estadísticos descriptivos clásicos: media, mediana, desviación típica y el coeficiente de variación. Se realizó el estudio estándar de series de tiempo, analizando su estacionariedad, su integración y el orden de integración. Particularmente, el coeficiente de variación se utilizó para contrastar con el índice de Gini y los promedios de las alturas y los índices de masa corporal por año se tomaron como variables para los modelos.

Se prevé, en base a la literatura, que las series sean no estacionarias en general, y que exista un problema de endogeneidad de las variables (por ser indicadores todos de bienestar y desarrollo). Con series no estacionarias, la estimación por MCO no es la correcta, por lo tanto, se realizan modelos de cointegración de series

temporales y modelos de corrección de errores de vectores (VEC). Este procedimiento de cointegración permitió observar la relación de largo plazo entre la talla y el índice de masa corporal con los indicadores socioeconómicos. Luego, se realizaron funciones de impulso-respuesta para evaluar cómo responden las alturas y los índices de masa corporal frente a cambios en los diferentes indicadores socioeconómicos de bienestar (Meisel-Roca et al., 2019).

El problema de endogeneidad en el modelo puede provenir de varias fuentes: error de medición, autorregresión con autocorrelación de errores, simultaneidad y variables omitidas; lo que se explicaría, en definitiva, por qué las variables tienen un nexo causal. Este nexo causal tiene un fundamento lógico, ya que la literatura prevé que el resultado final de la talla de los individuos sea producto del bienestar socioeconómico de éstos en la etapa de primera infancia y posterior crecimiento, dejando en evidencia que las variables de bienestar socioeconómico posiblemente estén causando el resultado de la variable altura e índice de masa corporal en los modelos planteados.

Según la literatura de antropometría, entre los 20 y 22 años se alcanza el crecimiento final de la talla de una persona, y ésta es una expresión de las circunstancias económicas y no económicas que rodean el proceso de crecimiento durante la infancia y adolescencia. Por tanto, los factores que afectan a la altura de las personas se dan durante casi dos décadas antes de su nivel máximo de crecimiento. Esto resultó importante para armar el modelo, ya que las variables que son los indicadores socioeconómicos deberían estar expresadas en el modelo al menos 15 años menos que la variable altura. En definitiva, la toma de las alturas se da, en promedio, 20 años después del nacimiento de las personas de la muestra, por tanto, el rezago temporal que se considera en la literatura está dado para todas las observaciones de la muestra. Se testeó el modelo con las variables rezagadas 20 periodos inclusive, considerando como periodo el lapso de un año (Baten et al., 2011). En otras palabras, cuando la variable dependiente corresponde al período t , las independientes corresponden al período $t-20$.

Se estimaron varias ecuaciones que nos permitirán sacar conclusiones acerca de las relaciones de largo y corto plazo entre la talla (altura promedio) y el índice de masa corporal con respecto a las variables socioeconómicas de bienestar. Las

variables independientes de la ecuación son, justamente, los indicadores socio económicos y consideramos las alturas y las alturas ajustadas (índice de masa corporal) como variables dependientes. En todas las ecuaciones modelizadas, se utilizará el logaritmo natural del indicador, en base a la metodología de cointegración de series de tiempo.

Cuadro N°9
Signos esperados para los modelos

| Variable | Alt | IMC | CV |
|-----------|-----|-----|----|
| lespvidh | + | - | |
| leduidh | + | - | |
| lpibpcidh | + | - | |
| tbm | - | + | |
| tmi | - | + | |
| tmp | + | - | |
| tms | + | - | |
| tmt | + | - | |
| gini | - | + | + |

Fuente: elaboración propia

Los signos esperados para la modelización se presentan en el Cuadro N°9, donde los aumentos de los componentes del IDH, las tasas de matriculación de primaria, secundaria y terciaria, resultan en aumentos para la altura; mientras que las tasas de mortalidad bruta e infantil, y el índice de Gini resultan en disminuciones de la altura en el largo plazo. Para los signos del índice de masa corporal, los aumentos de los componentes del IDH, y las tasas de matriculación en primaria, secundaria y terciaria reportan disminuciones del indicador; en tanto que, las tasas de mortalidad bruta e infantil y el índice de Gini aumentan. Y finalmente el coeficiente de variación reporta signo positivo frente a aumentos del índice de Gini. Vale la pena destacar que se esperan signos opuestos en función de que la serie del IMC comienza en niveles de obesidad.

Luego de realizar varios intentos de modelizar las variables de bienestar con los antropométricos, y con resultados infortunados debido a la cantidad de series que se proponen y los años que abarcan (de hecho, se trata de un período corto), se decidió realizar modelos que capturen por separado los efectos de las variables de bienestar en la talla (original y ajustada). Puntualmente, se decidió no separar la serie de altura por sexo, debido a que la muestra del sexo femenino es significativamente más pequeña que la del masculino, y la muestra conjunta no

desprende cambios de análisis con respecto a la individualización por sexo, adicionalmente se tendría que distinguir por sexo todas las variables independientes. En suma, para cada dimensión del bienestar propuesto, se armó un modelo, y se estudiaron sus relaciones de largo plazo con la altura de la población. Las modelizaciones que planteamos son: modelo IDH, modelo salud, modelo educación, modelo ingreso y modelo desigualdad. Adicionalmente, se presenta una extensión del modelo desigualdad solo con los componentes de distribución, para estudiar qué tanto se ajusta el indicador de distribución tradicional al antropométrico. Los modelos resultantes surgen de analizar las variables, su trayectoria, su comportamiento y los grados de significación para realizar la cointegración entre ellas.

Para el modelo IDH, vinculamos a la altura y al índice de masa corporal con los componentes del IDH: esperanza de vida al nacer, nivel educativo y PIB per cápita; cada uno de los componentes con la ponderación que implica para el armado del índice de desarrollo. El modelo salud, que contiene los indicadores de mortalidad y la esperanza de vida al nacer en contraste a la altura y el índice de masa corporal. El modelo ingreso, que incorpora al salario real y el PIB per cápita del IDH. El modelo educación, que analiza las tasas de matriculación en primaria, secundaria y terciaria. Y, por último, el modelo distribución, que contrasta al índice de Gini con la altura y la altura ajustada. Adicionalmente, y dentro de los modelos distribución, se estudia al índice de Gini y el coeficiente de variación de alturas, para analizar si ésta es una medida que aproxima la distribución del ingreso de la población.

Modelo IDH:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lespvidh} + \beta_2 \text{leduidh} + \beta_3 \text{lpbipcidh} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lespvidh} + \beta_2 \text{lieduidh} + \beta_3 \text{lpbipcidh} + \varepsilon \quad (2)$$

Modelo salud:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lespvidh} + \beta_2 \text{ltmi} + \beta_3 \text{ltbm} + \varepsilon \quad (3)$$

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lespvidh} + \beta_2 \text{ltmi} + \beta_3 \text{ltbm} + \varepsilon \quad (4)$$

Modelo educación:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{ltmp} + \beta_2 \text{ltms} + \beta_3 \text{ltmt} + \varepsilon \quad (5)$$

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{ltmp} + \beta_2 \text{ltms} + \beta_3 \text{ltmt} + \varepsilon \quad (6)$$

Modelo ingreso:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lsr} + \beta_2 \text{lpibpcidh} + \varepsilon \quad (7)$$

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lsr} + \beta_2 \text{lpibpcidh} + \varepsilon \quad (8)$$

Modelo distribución:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lgini} + \varepsilon \quad (9)$$

$$\text{Lncvaltgral} = \beta_1 \text{lgini} + \varepsilon \quad (10)$$

En la última etapa, se procedió con la estimación de funciones de impulso respuesta para observar las propiedades dinámicas del sistema multivariado propuesto. En este caso, estimamos cómo responden las alturas y los índices de masa corporal ante cambios de los diferentes indicadores de bienestar socio-económico, para observar frente a cuál variable de bienestar responden mejor los indicadores antropométricos.

Se procedió a realizar los logaritmos de todas las variables, quedando la estructura de la base de datos expresada toda en unidades logarítmicas. Continuando con el análisis de series de tiempo de las variables de los modelos planteados, se realizaron los diferentes tests de raíces unitarias, intentando determinar si las series debían ser diferenciadas o no; los Cuadros N^o1.4 y N^o1.5 del Anexo I los muestran con sus resultados. Finalmente, se armaron los modelos VEC planteados en las ecuaciones 1 a 10. Los resultados se exponen en el siguiente apartado del trabajo y en el Anexo III de modelos.

En suma, la estrategia empírica para el testeo de la segunda de las hipótesis se puede resumir en unos pasos que se detallan a continuación. Primero, contrastar las variables socioeconómicas de bienestar contra los indicadores antropométricos de altura; luego, identificar qué tipo de modelo se ajusta mejor en el corto y largo plazo;

un tercer paso es testear los coeficientes de variación contra el índice de Gini y las alturas. Siguiendo este camino metodológico entendemos que el indicador antropométrico debería responder ante cambios en los niveles de ingreso per cápita, distribución del ingreso, tasas de matriculación, el salario real y las tasas de mortalidad. Y, por último, a través de las funciones impulso respuesta, para verificar su correlato empírico.

3.3 Resultados

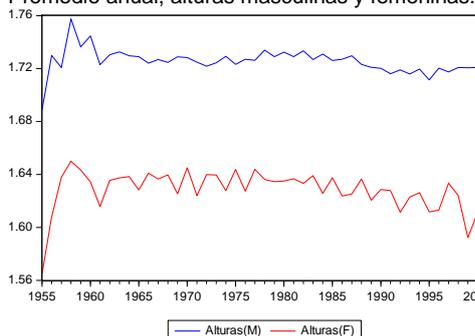
3.3.1 Alturas e índices de masa corporal

Los resultados de este trabajo se desprenden de una base de 22.723 datos de alturas y pesos, que se confeccionó siguiendo los estándares de la literatura antropométrica. La primera aproximación a los resultados es apreciar cómo se comportan los indicadores de talla e índice de masa corporal a lo largo de la segunda mitad del siglo XX. Esta aproximación es la que permitirá testear la primera hipótesis de trabajo. Para esto se presentan las gráficas de las alturas e índices de masa corporal separando por género. El Gráfico N°6 muestra la evolución de las alturas promedio masculinas a lo largo de la segunda mitad del siglo XX; este fenómeno se observa incambiado a simple vista, pero se hizo el promedio de la primera década (173,1 cm) y se comparó con el promedio de la última década (171,8 cm) y se registra una caída de 1,3 cm en la talla.

El Gráfico N°7 muestra cómo el promedio por año del índice de masa corporal masculino va cayendo en el periodo, registrando una disminución de 3,4 en los promedios entre la primera década y la última década. Para el sexo masculino, como lo muestra el Gráfico N°7, se registra un deterioro en sus niveles, pasando de un promedio en la primera década de 27,3 a un nivel de 23,8 en la década final del periodo. Si bien los niveles caen dentro de los parámetros normales en el peso, y hay un pasaje de sobrepeso a peso normal, esto estaría indicando varias situaciones posibles y no excluyentes para el análisis. Vamos a manejar los criterios de la literatura antropométrica, que nos llevan a explicar estos fenómenos con la introducción de avances tecnológicos en la medicina, posibilidad de dietas más sofisticadas a medida que avanzan algunas disciplinas del área médico-nutricional (cambio de dieta) y caída por deterioro de la dieta en términos relativos por descenso del bienestar económico social.

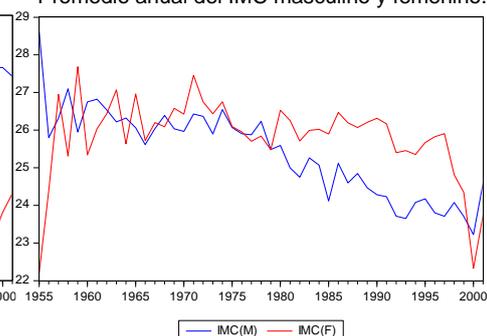
En el caso de las alturas femeninas, los registros varían significativamente de los masculinos, con leves caídas y promedios relativamente constantes. Las alturas, en promedio, experimentaron una pequeña caída de 0,06 cm entre la primera década (161,9 cm) y la última década (161,8 cm). En el promedio del período, los varones fueron 9,5 cm más altos que las mujeres constatándose una progresiva reducción de la brecha (mientras la diferencia a favor de los hombres era de 11,2 cm en la primera década, en los últimos 10 años, ésta se había reducido a 10 cm).

Gráfico N°6
Promedio anual, alturas masculinas y femeninas.



Fuente: registros administrativos FF. AA, elaboración propia.

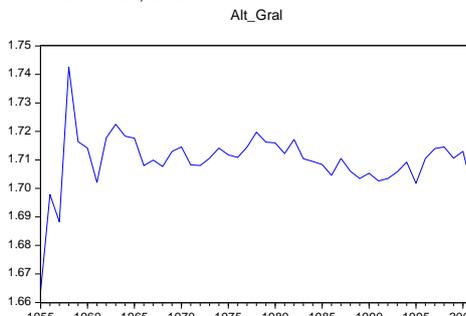
Gráfico N°7
Promedio anual del IMC masculino y femenino.



Fuente: registros administrativos FF. AA; elaboración propia.

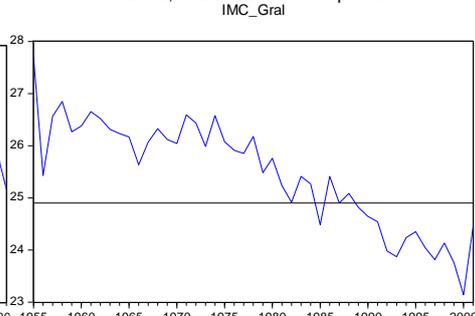
Con respecto al IMC, la diferencia de los promedios entre la primera década (25,2) y la última década es marginal, aunque ambos períodos están signados por fuertes variabilidades. Es interesante observar que los IMC masculinos y femeninos evolucionaron con niveles muy parecidos hasta comienzos de la década de los ochenta, cuando se abre una brecha considerable hasta finales del período, cuando vuelve a cerrarse. En la medida que todos los ejercicios econométricos se realizan para la muestra total, en los Gráficos N° 8 y N° 9 se presenta los principales datos antropométricos de esta investigación: la talla y el IMC promedio, entre 1955 y 2001.

Gráfico N° 8
Promedio anual, alturas.



Fuente: registros administrativos FF. AA, elaboración propia.

Gráfico N°9
Promedio anual, índice de masa corporal.



Fuente: registros administrativos FF. AA, elaboración propia.

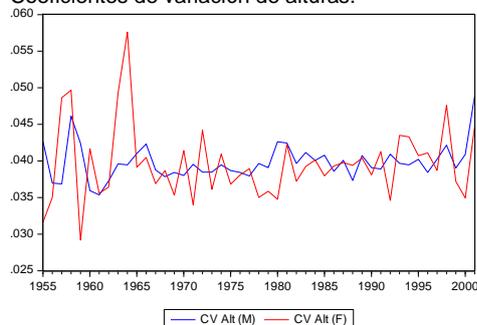
A la luz de la evidencia repasada en esta sección, debemos realizar algunas consideraciones con respecto al periodo y la evolución del bienestar. Para la

segunda mitad del siglo XX, la altura de la población registra niveles de estancamiento a lo largo de los casi 50 años considerados; incluso tomando los promedios de la década del cincuenta y la década del noventa, se aprecia una leve caída del indicador (de 1 cm). Estos resultados son consistentes con el desempeño de los indicadores de bienestar económico y la panorámica histórica del período, las cuales conducían a argumentar que la economía uruguaya no había logrado avances notorios de de bienestar durante el período. Esta es evidencia a favor de nuestra primera hipótesis de trabajo.

Considerando el índice de masa corporal, la tendencia es decreciente para todo el periodo, pasando de niveles de sobrepeso, a niveles de peso normal, sin embargo, la dinámica pauta un comportamiento diferencial a lo largo del tiempo. Esto es, hasta los años setenta, la evolución fue muy estable, promediando un valor de 26,2. Y el descenso ocurre, recién, en las últimas dos décadas del siglo XX. Se trata de una caída desde niveles de obesidad –aunque no muy elevados– hacia otros de peso normal, lo cual debería interpretarse –como se explicó anteriormente– como una tendencia que estaría recogiendo mejoras en términos de bienestar económico.

Finalmente, y como resultado complementario, el Grafico N°10 muestra, de manera conjunta, la evolución de los coeficientes de variación de las alturas masculinas y femeninas. Se puede observar que tienen una trayectoria similar, pero el coeficiente de variación de las alturas femeninas tiene mayor volatilidad. Esta diferencia puede responder a la cantidad de observaciones que tiene cada serie, siendo la de alturas masculinas significativamente mayor que la serie de las alturas femeninas.

Gráfico N° 10
Coeficientes de variación de alturas.



Fuente: registros administrativos FF. AA, elaboración propia.

El indicador para el total de la muestra comporta una tendencia creciente (luego de hacer el mínimo de toda la serie en los sesenta, alcanza niveles sostenidos y

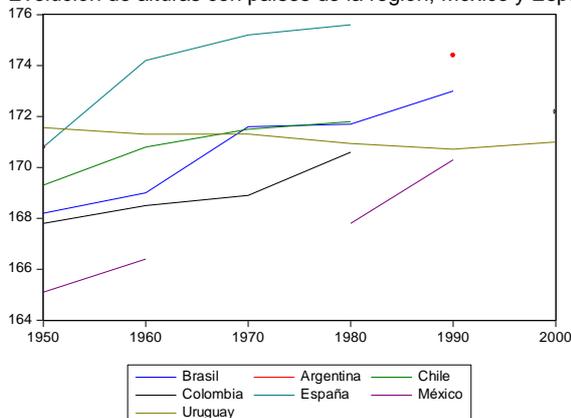
elevados en los noventa), lo que resulta consistente con el aumento de la desigualdad de ingreso que ha experimentado la economía durante la segunda mitad del siglo XX.

3.3.2 Comparaciones internacionales

El gráfico N°11 muestra cómo se comportan las alturas en la segunda mitad de siglo XX de los países de la región, México y España, comparados con Uruguay. Podemos observar cómo todos los países tienen una trayectoria creciente excepto Uruguay. Si bien Chile tiene un aumento por década, es muy leve, registrando alturas similares a las de Uruguay, pero con tendencia ascendente. Los valores registrados para principios de los noventa son casi de los mismos niveles de altura para Brasil, Colombia, Chile y Uruguay, aunque todos quedan detrás de Argentina.

Aún considerando las limitaciones que tienen estos indicadores –y que las comparaciones deban realizarse con precaución– el contraste ofrece una dimensión antes no explorada del “rezago relativo” (Oddone, 2010). Son muchos los indicadores de bienestar en los cuales Uruguay se ha ido “quedando atrás” y la talla confirma, en forma sintética, esta percepción.

Gráfico N°11
Evolución de alturas con países de la región, México y España.



Fuente: Llorca-Jaña et al. (2018), elaboración propia.

3.3.3 Relaciones entre indicadores antropométricos e indicadores de bienestar

En primera instancia, se exponen los estadísticos descriptivos, las gráficas de las variables en niveles, en logaritmos y en primeras diferencias. Luego se muestran los resultados de los test de raíces unitarias, y el análisis de las variables, buscando la mejor estrategia para el armado del modelo que nos lleve a observar el indicador antropométrico de talla e IMC siguiendo los criterios de modelos VEC (modelos con corrección de errores, o modelos con corrección al equilibrio) mencionados en la metodología.

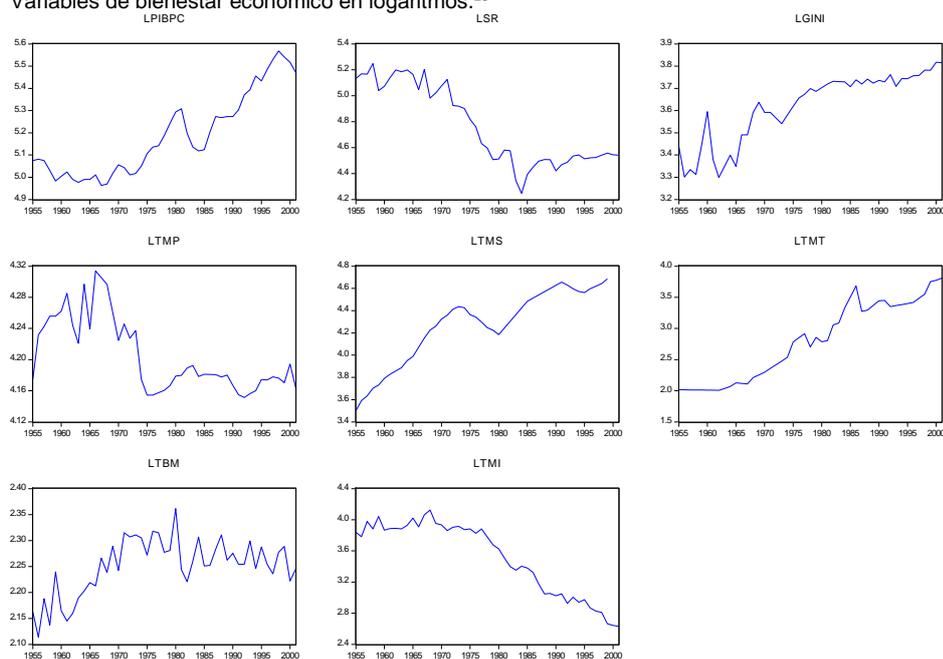
Se realizan los logaritmos de todas las series para eliminar el efecto de las unidades de las variables sobre los coeficientes. Las variaciones en las unidades de las variables no implicarían un cambio en los coeficientes de los posteriores análisis de cointegración y modelado.

Para el caso del salario real y la tasa de mortalidad infantil, las trayectorias son decrecientes. Para los logaritmos del PIB per cápita, la tasa de matriculación en educación secundaria y terciaria, así como el índice de Gini y la tasa bruta de mortalidad (que particularmente registra un aumento al principio con una fuerte estabilidad desde los setentas), la trayectoria es creciente. Para la tasa de matriculación en primaria, se aprecia una caída al principio del periodo hasta 1975, con un claro estancamiento para la segunda mitad. Las series contienen datos anuales, por tal motivo no se le va a agregar la variable dummy estacional, en tanto que se identificará la existencia de atípicos que puedan afectar las dinámicas de largo plazo de las series.

Se realizaron modelos con todas las variables de bienestar económico, y el modelo reportó un error de matriz singular. Esto nos orientó a la realización de los modelos por bloque de dimensión de bienestar. Comenzando con el análisis de cointegración, al realizar los tests de raíces unitarias observamos que las variables de bienestar económico tradicionales se comportan de acuerdo como la literatura económica lo predice, esto es, que las variables económicas son integradas de orden uno. Sin embargo, cuando se analizan las series de alturas e índices de masa corporal existen algunas puntualizaciones que realizar. En principio, de los análisis gráficos, no surge de manera clara que exista una tendencia definida, y específicamente la altura muestra un comportamiento muy estable. Aunque los

resultados arrojan que tiene raíz unitaria, este resultado está influenciado por las variaciones de algunos datos al principio y al final de la serie. La observación de los gráficos nos da el fuerte indicio de que no van resultar los modelos de cointegración con la variable altura. Este hecho genera una especificación de la ecuación auxiliar en la cual las alturas en general no incorporen tendencia y constante, y para el índice de masa corporal sí; adicionalmente, se selecciona el criterio Schwarz para la selección de lags.

Gráfico N° 12
Variables de bienestar económico en logaritmos.²³



Fuente: recopilación de fuentes, elaboración propia.

Estos resultados se pueden observar en los Cuadros N°1.4 y N°1.5. Adicionalmente, los resultados que se presentan de las otras series son en base a las características tendenciales de cada una. Al presentar tendencia en los gráficos los tests que se les realizó contienen tendencia y constante. Es importante destacar que para el índice de masa corporal se identificó que con la serie en intercepto la probabilidad de existencia de raíz unitaria es de 91%, resultado que se descartó porque la serie gráficamente presenta una tendencia decreciente claramente marcada.

Se realizaron los contrastes para todos los modelos propuestos, los cuales se presentan en el anexo de modelos, en tanto que presentamos a continuación los modelos mejor comportados. Para la altura no se obtuvieron pocos buenos

²³ Las variables PIB per cápita, salario real y Gini son índices, ver Anexo Fuentes.

resultados, ya que en algunos casos la variable resultaba endógena y en otros no era significativa. Asimismo, esperábamos que los signos de las variables en el caso de los modelos con altura fueran todos positivos, excepto para las tasas de mortalidad. Pero para el índice de masa corporal la discusión no es trivial, debido a la especificación del indicador, y corresponde realizar algunas puntualizaciones.

Modelo IDH:

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = 2.869 + (-0.512)\text{lespvidh} + (-0.072)\text{leduidh} + (-0.27)\text{lpbipcidh} \quad (2.1)$$

El modelo que contempla al índice de masa corporal con los componentes del IDH (2.1) resulta significativo y explicativo en cuanto la literatura antropométrica nos indica. Es claro que la disminución del IMC en la segunda mitad del siglo XX fue un aspecto a resaltar como indicador de bienestar se refiere. El indicador estaría capturando las características de la dinámica de largo plazo que representan los componentes del IDH.

Modelo salud:

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = 2,48 + (2,84)\text{lespvidh} + (0,345)\text{ltmi} \quad (4.1)$$

En este caso, está en el límite de no ser significativa la variable índice de masa corporal y exógena, por lo tanto, lo tomamos con mucho cuidado para explicarlo. Encontramos que la esperanza de vida no tiene el signo esperado, pero la tasa de mortalidad infantil sí. En el largo plazo la tasa de mortalidad infantil impacta en el índice de masa corporal.

Modelo educación:

El denominado “modelo educación”, correspondiente a la ecuación (5), muestra la dinámica entre las variables de educación, tasas de matriculación y la altura. Ajustando el modelo con los atípicos encontrados, puede apreciarse, que existe al menos una relación de cointegración. Y se da la normalidad conjunta e individual. El modelo analizado con la exclusión y restricción queda definido en la ecuación (5.1).

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = 0,55 + 0,048(\text{ltmp}) - 0,0044(\text{ltms}) \quad (5.1)$$

De este modo, la altura puede representarse en el largo plazo como una combinación lineal de la tasa de matriculación en primaria y secundaria, pero solo la tasa de matriculación en primaria coincide en su forma y signo con lo que la literatura predice que será, no siendo así para la tasa de matriculación en secundaria. En suma, el modelo es dual para los objetivos que se trazaron en este trabajo. No podemos descartarlo totalmente, pero tiene un componente que no se ajusta a la teoría (aunque el coeficiente es significativamente menor).

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = 0.059 + (-5.79)\text{ltmp} + (0.386)\text{ltms} + (-0.539)\text{ltmt} \quad (6.1)$$

Por el lado del modelo propuesto para evaluar la dimensión educación con el IMC, obtenemos la ecuación (6.1). Esta nos indica, de manera significativa, que la tasa de primaria y terciaria tienen un peso importantísimo en el mejoramiento del IMC, no siendo así para la tasa de secundaria, que no acompaña en signo al modelo. Por otro lado, se observan unas funciones impulso-respuesta que indican que frente a shocks en las tasas de primaria y terciaria, el indicador reacciona y se posiciona en el largo plazo sin volver al nivel inicial.

Modelo ingreso:

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = 2.73 + (0.014)\text{lsr} + (-0.457)\text{lpibpcidh} \quad (8.1)$$

El modelo Ingreso IMC quedó definido en la ecuación (8.1), la cual nos muestra de manera significativa que el IMC disminuye en el largo plazo cointegrando con un PIB per cápita en aumento. Este hallazgo es consistente con la evolución del indicador antropométrico. En el caso del salario real el signo no es el esperado, pero el valor del ponderador es muy bajo, denotando poca incidencia del salario real. A su vez, la función impulso-respuesta acciona en este sentido, asimilando un shock del PIB per cápita al índice de masa corporal y sosteniendo sin volver al nivel original el nivel del indicador.

Modelo distribución:

Por último, testeamos las variables de distribución como son el índice de Gini y el coeficiente de variación de la altura, al cual llamamos “modelo distribución”, ecuación (10). El modelo en el cual la altura se contrasta con el índice de Gini (9), arrojó resultados que concluyen que hay significación de variables, y en el modelo,

coincidiendo con el signo esperado. Con respecto a la ecuación (10), los resultados están en (10.1), nos indica que hay significación del modelo y de las variables, adicionalmente obtuvimos el signo esperado para la variable independiente.

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = 0.5 + (-0.03)\text{lgini} \quad (9.1)$$

$$\text{dlcvaltgral} = 0,0093 + (0,9)\text{dlgini} \quad (10.1)$$

Tal como lo indica lo indica la literatura, encontramos que el coeficiente de variación de altura es un indicador de distribución. El modelo es significativo y se aceptan las variables. Viendo las funciones impulso-respuesta podemos apreciar cómo responde el coeficiente de variación de la altura a los impulsos del índice de Gini. Ante un shock del índice de Gini, el coeficiente de variación vemos que responde acorde a una velocidad de ajuste alta (0,54).

Con la información disponible acerca de las variables antropométricas, no podemos discernir con exactitud la divergencia en los resultados de estos últimos. Pudimos determinar que mientras la altura permanece en niveles constantes, el IMC responde a una caída a partir de la década del ochenta. Este fenómeno captura en parte la discusión de los indicadores tradicionales, donde se apreciaban fenómenos mixtos al ver todos los indicadores juntos. Por otro lado, debemos puntualizar que, el IMC se construye en base a dos componentes, la altura y el peso de los individuos, por tal motivo, mientras la altura permanezca en valores constantes, la explicación de la caída del IMC viene dada por la caída del peso.

Por otro lado, podemos afirmar que la altura no tiene movimientos con los demás indicadores, pero el IMC si captura este fenómeno. No solo tiene movimientos con los indicadores, sino que registra significación en la mayoría de las variables testeadas. En este sentido la apreciación más consistente con estos fenómenos viene dada por la diversificación de dietas y mejores cuidados médicos (especialmente después de los ochenta). Al iniciar la serie de alturas a mediados de siglo, estas expresan que los uruguayos ya eran altos en esa época, por tanto, el poder explicativo se haría menor a lo largo del periodo.

Parte 4

4.1 Conclusiones

En Uruguay no existían, hasta el momento, indicadores antropométricos, con cobertura de largo plazo, que permitieran realizar consideraciones sobre la evolución del bienestar económico de las últimas décadas. Con la literatura en antropometría revisada y recolectando datos de alturas de reclutas militares de la segunda mitad del siglo XX, se trabajó en la confección de modelos de cointegración con corrección de errores para visualizar la naturaleza de las relaciones de las variables antropométricas, funcionando en conjunto con las variables de bienestar económico seleccionadas.

Observando los indicadores en su comportamiento individual, analizados estadísticamente, lo que nos muestran es que el periodo se caracteriza por un estancamiento en el crecimiento de las alturas. Registrando un leve descenso en los valores promedios la década del cincuenta y la década del noventa, para la altura general y para las alturas por sexo. La variable de altura no registro movimientos con la mayoría de los indicadores de bienestar.

También se observó el mismo estancamiento que en la altura hasta la década del ochenta para el IMC. Luego el indicador registra un descenso hasta final del periodo. Este indicador presenta un proceso no lineal en su análisis, debido a las características que dividen las franjas de obesidad y peso normal. El punto de partida del indicador se registra en niveles de obesidad, hasta principios de los ochenta, y a partir de 1985 comienza la trayectoria descendente dentro de la franja de peso normal. Pero a diferencia que, en la altura, el IMC sí se mueve con los indicadores de bienestar, y además tiene significación para la mayoría de los modelos planteados. Este es un hallazgo no menor, ya que el indicador esta capturando el efecto que se ve en los demás indicadores tradicionales. Por un lado, estancamiento de bienestar, y la mejora luego, en dos periodos en la segunda mitad del siglo, delimitados por el año 1985.

El promedio de alturas masculinas y femeninas en todo el periodo coincide con las alturas registradas promedio de la región. Con respecto al posicionamiento del indicador en la región, encontramos que Uruguay no tiene la tendencia que registran

otros países. Estos logran alcanzar a Uruguay en las décadas del setenta y el ochenta y desde entonces las alturas uruguayas comienzan un progresivo rezago.

En cuanto al contraste de evolución entre los indicadores antropométricos y los indicadores estándar de bienestar económico, si bien los resultados no son absolutamente concluyentes, se encontró evidencia que indica que existe un vínculo entre aquellos (en particular el índice de masa corporal) y algunos indicadores de bienestar, en especial, con los que resultan más sensibles y de incidencia directa en el crecimiento de las personas. Entre ellos, se destacan la tasa de matriculación primaria y terciaria, la tasa de mortalidad infantil, y los componentes del IDH. De estos resultados podemos decir que en el plazo que se plantea el estudio las variables que resultan más relevantes para el crecimiento de la altura y la mejora de la masa corporal de la población uruguaya son las que componen los modelos de salud y educación. Encontramos que el coeficiente de variación de las alturas se cointegra con el índice de Gini, reportando un ponderador de 0,9, lo cual es evidencia de que el coeficiente de variación de las alturas es un buen proxy de la evolución de la desigualdad de ingresos en Uruguay.

Los problemas subyacentes que contextualizan los resultados obtenidos radican, fundamentalmente, en un pobre desempeño de la economía uruguaya en la segunda mitad del siglo XX, que, con tasas muy bajas de crecimiento, escaso desarrollo económico y creciente desigualdad, generaron una divergencia respecto de los países industrializados, fenómeno que ha provocado diferencias en los desempeños de los indicadores tradicionales.

Para culminar, los problemas que surgen del análisis en términos de robustez se deben, principalmente, a la cantidad de datos que se encuentran en la muestra, medidos en años. Posiblemente, con una muestra completa del siglo XX, las conclusiones serán aún más convergentes hacia la literatura antropométrica tradicional. No obstante, nuestro estudio evidencia el vínculo que tienen los indicadores de bienestar económico con los indicadores de bienestar antropométricos, además de resultar consistentes con la historia económica del período. Y no queremos cerrar esta sección sin traer a colación lo que Camou y Maubrigades (2005, pág. 63) argumentaban respecto a que “Uruguay muestra un desempeño en términos de esperanza de vida y nivel educativo que no tiene

correlato con la evolución del PBI per cápita”. Esta suerte de evolución “mixta” en términos de bienestar económico es consistente con indicadores antropométricos de evolución estable en la segunda mitad del siglo XX o con mejoras que recién se hacen más perceptibles hacia finales de siglo.

4.2 Comentarios finales

Los indicadores antropométricos son indicadores que tienen factores multidimensionales entre sus determinantes, motivo por el cual resulta particularmente dificultoso el análisis. Si bien la literatura antropométrica tiene este aspecto documentado, también hay algunos trabajos que indican divergencia, referidos a períodos históricamente determinados (típicamente, aquellos ligados con el despegue de la industrialización).

Creemos que, con más tiempo y mayores recursos destinados a la investigación de estos indicadores, es posible completar las series del siglo XX, para así generar un ámbito de discusión adicional al de los indicadores tradicionales o estándar de bienestar. De hecho, ellos se convertirían en un set de indicadores con relevancia en el campo de la historia económica para Uruguay. En el presente trabajo podemos concluir que en Uruguay existe evidencia de que la altura y el índice de masa corporal sí resultan presentar rasgos de ser unos indicadores adecuados para representar la evolución del bienestar económico.

En este sentido, proponemos dejar abierta una agenda de investigación que contemple agrandar la base de datos presentada en este trabajo, y realizar más pruebas con la ya existente. Estudiar los ciclos de los indicadores para observar si hay algún correlato histórico. Para esto proponemos intensificar la búsqueda de datos en registros históricos de diferentes instituciones y aprovechar los registros por regiones del país (por ejemplo, a nivel departamental), información que no fue explotada en esta etapa de la investigación.

Referencias bibliográficas

Agresti, A., Franklin, C., Klingenberg, B. **(2016)**: "Statistics: The art and science of learning from data." Fourth edition. Florida, Editorial: Pearson.

Alves, G., Amarante V., Salas, G., Vigorito, V., **(2012)**. "La desigualdad del ingreso en Uruguay entre 1986 y 2009," Documentos de Trabajo (working papers) 12-03, Instituto de Economía - IECON.

Antía, F. **(2001)**: "La economía uruguaya en 1985-2000: políticas económicas, resultados y desafíos" Serie Documentos de Trabajo, DT 04/2001. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Baten J. **(2009)**: "The Anthropometric History of Brazil, Lima (Peru), and Argentina during the 19th and early 20th Century" (with Ines Pelger and Linda Twrdek), *Economics and Human Biology* 7-4, pp. 319-333.

Baten J. y Blum M. **(2011)**: "Anthropometric within-country Inequality and the Estimation of Skill Premia with Anthropometric Indicators", *Review of Economics, Jahrbuch fuer Wirtschaft swissenschaften* 62-2, pp.107-138.

Baten J., Mumme C. **(2014)**: "Does Inequality Lead to Civil Wars? A global long-term study using anthropometric indicators (1816-1999)", *European Review of Political Economy*, 32 pp. 56-79.

Bértola L. **(2005)**: "A 50 años de la curva de Kuznets: crecimiento económico y distribución del ingreso en Uruguay y otras economías de nuevo asentamiento desde 1870". *Revista Investigaciones de Historia Económica*, Madrid.Volumen 1, Issue 3, Pág. 135-176.

Bértola, L., y Porcile, G. **(2000)**: "Argentina, Brasil, Uruguay y la economía mundial: una aproximación a diferentes regímenes de convergencia y divergencia", en Bértola, L. (ed): *Ensayos de Historia Económica. Uruguay y la región en la economía mundial 1870-1990*, Cap. 3, pp: 53-90, Ediciones Trilce, Montevideo.

Bértola, L y Bertoni, R. **(2012)**. “Educación y aprendizaje su contribución a la definición de escenarios de convergencia y desarrollo”. (DOL (Documentos On-line) Reedición / FCS-UM; 20). UR. FCS-UM.

Blum, M. **(2011)**: Disertación para obtener doctorado de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales de la Eberhard-Karls-Universität Tübingen: “World wide in equality, living standards and its determinants during the 19th and 20th centuries”.

Bozzoli, C., Deaton, A.S., Quintana-Domeque, C. **(2009)**: “Child mortality, income and adult height.” *Demography* 76, 647–669.

Cancela V., Lara C. & Picardo S. **(2010)**: “Evolución de los salarios y compensaciones del sector privado de Montevideo para las distintas clases de actividad económica (1970-2008)” Documentos de Trabajo. Departamento de Economía-Facultad de Ciencias Sociales Universidad de la República. Documento No 22/10.

Cancela, W. y Melgar, A., **(1986)**: “El desarrollo frustrado. 30 años de economía uruguaya 1955-1985”. Montevideo: CLAEH.

Carson S. **(2018)**: “The weight of nineteenth century Mexicans in the Western United States” *Historical Methods a Journal of Quantitative and Interdisciplinary History* 51(3):1-12, Enero.

Case, A., Paxson, C. **(2008)**: “Height health and cognitive function at older ages.” *American Economic Review* 98 (2), 463–467.

Casella, G., Berger, R.L. **(2002)**: “Statistical Inference”, 2nd Edition, Duxbury, ISBN 0-534-24312-6

Cinnirella, F., Piopiunik, M., Winter J., **(2011)**: “Why does height matter for educational attainment? Evidence from German children.” *Economics and Human Biology* 9 (4), 407–418.

Duarte T. y Jiménez R. **(2007)**: “Aproximación a la teoría del bienestar.”: *Scientia et Technica* Año XIII, No 37, diciembre. Universidad Tecnológica de Pereira. ISSN 0122-1701.

Eveleth, P. B., y Tanner, J. M. **(1990)**: *Worldwide Variation in Human Growth*. Cambridge: Cambridge University Press.

Falkner F. y Tanner, J.M. **(1986)**: *Human growth*, New York: Plenum.

Franken, D. **(2019)**: “Anthropometric History of Brazil, 1850–1950”: Insights from military and passports records. *Revista De Historia Económica / Journal of Iberian and Latin American Economic History*, 37(2), 377-408.

Finch, H. **(2005)**: “La economía política del Uruguay 1870 – 2000”, Ediciones de la Banda Oriental.

Geissler, C. **(1993)**: “Stature and other indicators of development: comparisons in Thailand and the Philippines, Korea and Irán”, en Geissler, C, y Oddy, D. J., eds., *Food, Diet and Economic Change. Past and Present*, Leicester: Leicester University Press.

Grushka, C. **(2014)**: “Casi un siglo y medio de mortalidad en la Argentina”. *Revista Latinoamericana de Población*. Vol.8 Num. 15, diciembre.

Heckman, J. **(1979)**: “Sample selection bias as a specification error”. *Econometrika* 47: 153-61.

Johansen, S. **(2004)**: “Cointegration: an overview”. Working paper. Department of Applied Mathematics and Statistics University of Copenhagen.

Johansen, S. **(1995)**: “The role of ancillarity in inference for non-stationary variables.” *Economic Journal* 13, 302-320.

Koepke, N., Floris, J., Pfister, C., Rühli, F., and Staub, K. **(2018)**: “Ladies first: Female and male adult height in Switzerland, 1770–1930”. *Economics and Human Biology*, Vol. 29, Issue C, pp. 76-87.

Komlos, J. **(1993)**: “The secular trend in the biological standards of living in the United Kingdom”, *Economic History Review*, 46, 1, pp. 115-144.

Llorca-Jaña, M., Navarrete-Montalvo, J., Araya-Valenzuela, R., Droller, F., Allende, M., Javier Rivas, J. (2020): "Height in twentieth century Chilean men: growth with divergence", *Cliometrica*, vol. 0, pág. 1-32.

Llorca-Jaña, M., Navarrete-Montalvo, J., Araya-Valenzuela R. (2018): "Antropometría histórica de Chile: evolución de la estatura de la población en el largo plazo, siglos XVIII-XX", *Estudios atacameños* N° 60 San Pedro de Atacama diciembre 2018.

Ezzati, M., (2016): "A century of trends in adult human height". NCD Risk Factor Collaboration (NCD-RisC): *Elife*, v. 26, n. 5. Pii, art. e13410, 2016.

Martínez Carrión J. (1994): "Niveles de vida y desarrollo económico en la España contemporánea: Una visión antropométrica", *Revista de Historia Económica / Journal of Iberian and Latin American Economic History* 12(3), diciembre.

Martínez Carrión J. (2005): "Estaturas, desigualdad regional y desarrollo económico en Italia y España durante el siglo XX". *Colección Mediterráneo Económico: Mediterráneo e Historia Económica* N°7. ISBN: 84-95531-26-7 Depósito Legal: AL-161-2005

Mazzeo, V. (2017): "La tendencia histórica de la mortalidad infantil y la situación reciente en la Ciudad de Buenos Aires". Dirección General de Estadística y Censos. Población de Buenos Aires, vol. 14, núm. 26, octubre, pp. 47-60.

Meisel-Roca A., Ramírez-Giraldo M., Santos-Cárdenas D. (2019): "Long run relationship between biological well being, and economic development in Colombia". *Borradores de Economía*, N° 1096, Banco de la República de Colombia.

Melendres L. y Damonte A. (2001): "Variables Estadísticas Relevantes Durante el Siglo XX -Educación y Capacitación." Fascículos de Estadísticas Relevantes durante el siglo XX-Instituto Nacional de Estadística. Web, <https://www.ine.gub.uy/web/quest/indicadores-demograficos>: consultada el 15/8/20.

Moradi, A. and J. Baten (2005): "Inequality in Sub-Saharan Africa: New Data and New Insights from Anthropometric Estimates." *World Development* 33 (8), pp. 1233-1265.

Mordecki, G. (2017): “Uruguay en democracia: treinta años de evolución económica (1985-2015)”. Serie Documentos de Trabajo, DT 08/2017. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Notaro, J. (2010): “Estrategia de desarrollo, política económica y actores sociales. Uruguay 1968–1984”. *Boletín de Historia Económica*. Año VIII-Nº9. Asociación Uruguaya de Historia Económica.

Novales Cinca, A. (1997): “Estadística y econometría”, Madrid: McGraw- Hill, ISBN: 84-481-0798-5

Oddone, G., Willebald, H. (2001): “Crecimiento económico de Uruguay desde una perspectiva comparada: 1900-1990”, ponencia presentada en las XVI Jornadas de Economía del Banco Central del Uruguay, julio.

Oddone, G., Cal, I. (2008): “El largo declive de Uruguay durante el siglo XX”. *América Latina en la historia económica*, número 30, julio-diciembre.

Oddone, G. (2008): “Instituciones y políticas en el declive económico de Uruguay durante el siglo XX”. *Revista de Historia Económica. Journal of Iberian and Latin American Economic History* Año XXVI. Primavera. Nº 1: 45-82

Gabriel O., (2010): *El declive: una mirada a la economía de Uruguay del siglo xx*, Montevideo, Linardi y Risso. Centro de Investigaciones Económicas.

Pées Boz, E. (2003): “Un puente milenario”. Evolución de la economía en la historia, Montevideo: Melibea.

Phélan, M., Levy, S. y Guillén, A. (2012) “Sistematización de índices e indicadores alternativos de desarrollo para América Latina”. *Temas de Coyuntura*, 66, pp. 175-196.

Perazzo I. (2011): “Determinantes macroeconómicos de la mortalidad infantil en Uruguay”. Instituto de Economía, *Revista de la Asociación Uruguaya de Historia Económica* - Año IV - No. 5 – Julio, Montevideo.

Román, C. Willebald, H. (2019): “Structural change in a small natural resource intensive economy. Switching between diversification and reprimarization”. Serie

Documentos de Trabajo, DT 31/2019. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay

Ruggieri, M., Arnesi, N. **(2016)**: “Métodos Estadísticos”. Rosario, Argentina. Editorial: UNR Editora

Salvatore, R. **(2019)**: “Net Nutrition Inequality in Argentina, 1875–1950: new evidence and some conjectures”. *Revista De Historia Económica / Journal of Iberian and Latin American Economic History*, 37(2), 339-376.

Steckel R. H. **(1983)**: “Height and per capita income”, *Historical Methods*, 16, pp. 1-7.

Steckel, R.H., **(1995)**: “Stature and the standard of living.” *Journal of Economic Literature* 33, 1903–1940.

Tanner, J.M. **(1981)**: “A History of the Study of Human Growth”. Cambridge: Cambridge University Press.

Tanner, J.M. **(1986)**: “Growth as a mirror of condition of society: Secular trends and class distinctions”, en A. Demirjian y M. Brault-Dubuc (ed.), *Human Growth – A multidisciplinary review*. Taylor and Francis, London, pp. 3-34.

Tanner, J.M. **(1990)**: “Growth as a mirror of conditions in society”. En G. Lindgren (ed.), *Growth as a mirror of conditions in society*, Stockholm Institute Education Press, Stockholm, pp. 9-70.

Tanner, J.M. **(1994)**: “Introduction: Growth in height as a mirror of the standard of living”, en J. Komlos (ed.), *Stature, living standards, and economic development. Essays on Anthropometric history*. Chicago: The University of Chicago Press, pp. 1-9.

Wasserman, L. **(2010)**: “All of Statistics A Concise Course in Statistical Inference” Springer Texts in Statistics. 468p.

Anexo I Variables y datos

Cuadro N° I.1

Indicadores antropométricos (1955-2001)

| Año | Altura | IMC | Coeficien_Variación_altura |
|------|--------|-------|----------------------------|
| 1955 | 1,664 | 27,70 | 0,050 |
| 1956 | 1,698 | 25,43 | 0,048 |
| 1957 | 1,688 | 26,56 | 0,047 |
| 1958 | 1,743 | 26,85 | 0,051 |
| 1959 | 1,716 | 26,27 | 0,046 |
| 1960 | 1,714 | 26,38 | 0,047 |
| 1961 | 1,702 | 26,65 | 0,043 |
| 1962 | 1,718 | 26,52 | 0,042 |
| 1963 | 1,723 | 26,31 | 0,044 |
| 1964 | 1,718 | 26,23 | 0,045 |
| 1965 | 1,718 | 26,17 | 0,045 |
| 1966 | 1,708 | 25,63 | 0,046 |
| 1967 | 1,710 | 26,07 | 0,044 |
| 1968 | 1,708 | 26,33 | 0,043 |
| 1969 | 1,713 | 26,12 | 0,044 |
| 1970 | 1,715 | 26,04 | 0,043 |
| 1971 | 1,708 | 26,59 | 0,045 |
| 1972 | 1,708 | 26,43 | 0,043 |
| 1973 | 1,711 | 25,99 | 0,042 |
| 1974 | 1,714 | 26,58 | 0,045 |
| 1975 | 1,712 | 26,07 | 0,042 |
| 1976 | 1,711 | 25,91 | 0,044 |
| 1977 | 1,715 | 25,85 | 0,042 |
| 1978 | 1,720 | 26,18 | 0,044 |

| Año | Altura | IMC | Coeficien_Variación_altura |
|------|--------|-------|----------------------------|
| 1979 | 1,716 | 25,48 | 0,043 |
| 1980 | 1,716 | 25,76 | 0,047 |
| 1981 | 1,712 | 25,23 | 0,047 |
| 1982 | 1,717 | 24,92 | 0,045 |
| 1983 | 1,710 | 25,41 | 0,045 |
| 1984 | 1,709 | 25,27 | 0,047 |
| 1985 | 1,708 | 24,48 | 0,045 |
| 1986 | 1,705 | 25,41 | 0,046 |
| 1987 | 1,711 | 24,90 | 0,046 |
| 1988 | 1,706 | 25,08 | 0,043 |
| 1989 | 1,703 | 24,82 | 0,046 |
| 1990 | 1,705 | 24,64 | 0,044 |
| 1991 | 1,703 | 24,54 | 0,043 |
| 1992 | 1,703 | 23,98 | 0,046 |
| 1993 | 1,706 | 23,87 | 0,043 |
| 1994 | 1,709 | 24,24 | 0,043 |
| 1995 | 1,702 | 24,35 | 0,044 |
| 1996 | 1,711 | 24,04 | 0,043 |
| 1997 | 1,714 | 23,82 | 0,041 |
| 1998 | 1,715 | 24,13 | 0,045 |
| 1999 | 1,711 | 23,76 | 0,044 |
| 2000 | 1,713 | 23,14 | 0,044 |
| 2001 | 1,700 | 24,46 | 0,052 |

Fuente: registros administrativos FF.AA, elaboración propia.

Cuadro Nº I.2
Variables antropométricas (1955-2001)

| Año | Alturas(M) | IMC(M) | Alturas(F) | IMC(F) | CV Alt (M) | CV Alt (F) | Alt_Gral | IMC_Gral | CV_alt_Gral | n_alt | n_alt_f | n_alt_m |
|------|------------|--------|------------|--------|------------|------------|----------|----------|-------------|-------|---------|---------|
| 1955 | 1,69 | 29 | 1,57 | 22 | 0,0426 | 0,0316 | 1,66 | 27,6966 | 0,0504 | 10 | 2 | 8 |
| 1956 | 1,73 | 26 | 1,61 | 24 | 0,0370 | 0,0350 | 1,70 | 25,4282 | 0,0482 | 19 | 5 | 14 |
| 1957 | 1,72 | 26 | 1,64 | 27 | 0,0369 | 0,0486 | 1,69 | 26,5646 | 0,0474 | 23 | 9 | 14 |
| 1958 | 1,76 | 27 | 1,65 | 25 | 0,0461 | 0,0497 | 1,74 | 26,8482 | 0,0509 | 43 | 6 | 37 |
| 1959 | 1,74 | 26 | 1,64 | 28 | 0,0424 | 0,0292 | 1,72 | 26,2668 | 0,0458 | 42 | 9 | 33 |
| 1960 | 1,74 | 27 | 1,63 | 25 | 0,0359 | 0,0417 | 1,71 | 26,3785 | 0,0472 | 83 | 23 | 60 |
| 1961 | 1,72 | 27 | 1,62 | 26 | 0,0354 | 0,0356 | 1,70 | 26,6534 | 0,0432 | 134 | 26 | 108 |
| 1962 | 1,73 | 27 | 1,64 | 26 | 0,0373 | 0,0364 | 1,72 | 26,5207 | 0,0416 | 186 | 25 | 161 |
| 1963 | 1,73 | 26 | 1,64 | 27 | 0,0396 | 0,0493 | 1,72 | 26,3130 | 0,0440 | 216 | 23 | 193 |
| 1964 | 1,73 | 26 | 1,64 | 26 | 0,0395 | 0,0576 | 1,72 | 26,2337 | 0,0453 | 258 | 32 | 226 |
| 1965 | 1,73 | 26 | 1,63 | 27 | 0,0410 | 0,0391 | 1,72 | 26,1691 | 0,0448 | 248 | 28 | 220 |
| 1966 | 1,72 | 26 | 1,64 | 26 | 0,0423 | 0,0405 | 1,71 | 25,6344 | 0,0461 | 264 | 51 | 213 |
| 1967 | 1,73 | 26 | 1,64 | 26 | 0,0388 | 0,0369 | 1,71 | 26,0705 | 0,0436 | 278 | 52 | 226 |
| 1968 | 1,72 | 26 | 1,64 | 26 | 0,0378 | 0,0387 | 1,71 | 26,3266 | 0,0429 | 340 | 68 | 272 |
| 1969 | 1,73 | 26 | 1,63 | 27 | 0,0384 | 0,0353 | 1,71 | 26,1190 | 0,0438 | 338 | 52 | 286 |
| 1970 | 1,73 | 26 | 1,65 | 26 | 0,0380 | 0,0414 | 1,71 | 26,0428 | 0,0426 | 411 | 68 | 343 |
| 1971 | 1,72 | 26 | 1,62 | 27 | 0,0395 | 0,0340 | 1,71 | 26,5929 | 0,0445 | 487 | 80 | 407 |
| 1972 | 1,72 | 26 | 1,64 | 27 | 0,0385 | 0,0442 | 1,71 | 26,4340 | 0,0433 | 453 | 76 | 377 |
| 1973 | 1,72 | 26 | 1,64 | 26 | 0,0385 | 0,0361 | 1,71 | 25,9872 | 0,0423 | 511 | 84 | 427 |
| 1974 | 1,73 | 27 | 1,63 | 27 | 0,0395 | 0,0409 | 1,71 | 26,5774 | 0,0449 | 577 | 86 | 491 |
| 1975 | 1,72 | 26 | 1,64 | 26 | 0,0387 | 0,0368 | 1,71 | 26,0740 | 0,0417 | 578 | 83 | 495 |
| 1976 | 1,73 | 26 | 1,63 | 26 | 0,0384 | 0,0381 | 1,71 | 25,9113 | 0,0440 | 624 | 101 | 523 |
| 1977 | 1,73 | 26 | 1,64 | 26 | 0,0379 | 0,0390 | 1,71 | 25,8512 | 0,0416 | 607 | 86 | 521 |
| 1978 | 1,73 | 26 | 1,64 | 26 | 0,0397 | 0,0350 | 1,72 | 26,1777 | 0,0439 | 626 | 91 | 535 |
| 1979 | 1,73 | 25 | 1,63 | 25 | 0,0391 | 0,0359 | 1,72 | 25,4809 | 0,0430 | 577 | 78 | 499 |
| 1980 | 1,73 | 26 | 1,64 | 27 | 0,0426 | 0,0348 | 1,72 | 25,7601 | 0,0466 | 562 | 95 | 467 |
| 1981 | 1,73 | 25 | 1,64 | 26 | 0,0425 | 0,0423 | 1,71 | 25,2339 | 0,0472 | 611 | 111 | 500 |
| 1982 | 1,73 | 25 | 1,63 | 26 | 0,0397 | 0,0372 | 1,72 | 24,9160 | 0,0448 | 605 | 98 | 507 |
| 1983 | 1,73 | 25 | 1,64 | 26 | 0,0412 | 0,0392 | 1,71 | 25,4123 | 0,0455 | 620 | 116 | 504 |
| 1984 | 1,73 | 25 | 1,63 | 26 | 0,0401 | 0,0401 | 1,71 | 25,2682 | 0,0471 | 642 | 131 | 511 |
| 1985 | 1,73 | 24 | 1,64 | 26 | 0,0408 | 0,0380 | 1,71 | 24,4842 | 0,0453 | 725 | 145 | 580 |
| 1986 | 1,73 | 25 | 1,62 | 26 | 0,0386 | 0,0393 | 1,70 | 25,4130 | 0,0461 | 694 | 151 | 543 |
| 1987 | 1,73 | 25 | 1,63 | 26 | 0,0401 | 0,0398 | 1,71 | 24,8999 | 0,0465 | 686 | 126 | 560 |
| 1988 | 1,72 | 25 | 1,64 | 26 | 0,0373 | 0,0394 | 1,71 | 25,0848 | 0,0428 | 783 | 155 | 628 |
| 1989 | 1,72 | 24 | 1,62 | 26 | 0,0407 | 0,0404 | 1,70 | 24,8182 | 0,0464 | 817 | 142 | 675 |
| 1990 | 1,72 | 24 | 1,63 | 26 | 0,0391 | 0,0381 | 1,71 | 24,6448 | 0,0437 | 847 | 138 | 709 |
| 1991 | 1,72 | 24 | 1,63 | 26 | 0,0389 | 0,0413 | 1,70 | 24,5431 | 0,0434 | 902 | 138 | 764 |
| 1992 | 1,72 | 24 | 1,61 | 25 | 0,0409 | 0,0346 | 1,70 | 23,9814 | 0,0459 | 857 | 124 | 733 |
| 1993 | 1,72 | 24 | 1,62 | 25 | 0,0397 | 0,0435 | 1,71 | 23,8706 | 0,0435 | 904 | 98 | 806 |
| 1994 | 1,72 | 24 | 1,63 | 25 | 0,0395 | 0,0433 | 1,71 | 24,2366 | 0,0434 | 936 | 104 | 832 |
| 1995 | 1,71 | 24 | 1,61 | 26 | 0,0402 | 0,0407 | 1,70 | 24,3514 | 0,0438 | 868 | 84 | 784 |
| 1996 | 1,72 | 24 | 1,61 | 26 | 0,0384 | 0,0411 | 1,71 | 24,0401 | 0,0427 | 821 | 75 | 746 |
| 1997 | 1,72 | 24 | 1,63 | 26 | 0,0402 | 0,0387 | 1,71 | 23,8151 | 0,0413 | 679 | 28 | 651 |
| 1998 | 1,72 | 24 | 1,62 | 25 | 0,0422 | 0,0476 | 1,71 | 24,1339 | 0,0447 | 543 | 35 | 508 |
| 1999 | 1,72 | 24 | 1,59 | 24 | 0,0390 | 0,0372 | 1,71 | 23,7582 | 0,0438 | 422 | 33 | 389 |
| 2000 | 1,72 | 23 | 1,61 | 22 | 0,0409 | 0,0349 | 1,71 | 23,1400 | 0,0437 | 210 | 15 | 195 |
| 2001 | 1,71 | 25 | 1,63 | 24 | 0,0489 | 0,0448 | 1,70 | 24,4565 | 0,0518 | 55 | 9 | 46 |

Fuente: ver anexo de fuentes, elaboración propia.

Cuadro Nº I.3
Variables de bienestar económico (1955-2001)

| Año | IDH | EspVidh | PBIpcidh | Eduidh | TMI | TBM | SR | PIBpc | Gini | TMP % | TMS % | TMT % |
|------|-------|---------|----------|--------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| 1955 | 58,25 | 1 | 0,38 | 1 | 46,59 | 8,69 | 169,37 | 160 | 0,3107 | 65,04 | 33,13 | 7,50 |
| 1956 | 59,10 | 1 | 0,38 | 1 | 43,87 | 8,28 | 175,91 | 161 | 0,2714 | 68,85 | 36,26 | 7,49 |
| 1957 | 59,38 | 1 | 0,38 | 1 | 53,41 | 8,92 | 175,26 | 160 | 0,2807 | 69,59 | 37,89 | 7,49 |
| 1958 | 59,86 | 1 | 0,37 | 1 | 48,56 | 8,47 | 190,37 | 153 | 0,2745 | 70,52 | 40,51 | 7,48 |
| 1959 | 60,33 | 1 | 0,36 | 1 | 56,99 | 9,39 | 154,46 | 146 | 0,3130 | 70,52 | 41,75 | 7,47 |
| 1960 | 60,47 | 1 | 0,37 | 1 | 47,71 | 8,71 | 159,59 | 149 | 0,3642 | 70,95 | 44,26 | 7,46 |
| 1961 | 60,65 | 1 | 0,37 | 1 | 48,75 | 8,54 | 170,61 | 152 | 0,2937 | 72,61 | 45,98 | 7,45 |
| 1962 | 60,60 | 1 | 0,36 | 1 | 48,86 | 8,67 | 181,15 | 147 | 0,2709 | 69,68 | 47,38 | 7,43 |
| 1963 | 60,31 | 1 | 0,36 | 1 | 48,49 | 8,93 | 178,61 | 145 | 0,2849 | 68,09 | 48,76 | 7,66 |
| 1964 | 60,42 | 1 | 0,36 | 1 | 50,82 | 9,05 | 181,16 | 147 | 0,2996 | 73,46 | 52,02 | 7,90 |
| 1965 | 60,88 | 1 | 0,36 | 1 | 55,71 | 9,20 | 175,19 | 147 | 0,2845 | 69,36 | 53,94 | 8,37 |
| 1966 | 61,12 | 1 | 0,36 | 1 | 49,82 | 9,14 | 155,42 | 150 | 0,3280 | 74,72 | 58,62 | 8,30 |
| 1967 | 61,04 | 1 | 0,36 | 1 | 58,20 | 9,64 | 181,86 | 143 | 0,3280 | 74,09 | 63,69 | 8,23 |
| 1968 | 60,89 | 1 | 0,37 | 1 | 61,88 | 9,38 | 145,69 | 144 | 0,3630 | 73,46 | 68,45 | 9,12 |
| 1969 | 60,94 | 1 | 0,37 | 1 | 52,12 | 9,86 | 151,67 | 151 | 0,3800 | 70,85 | 70,84 | 9,52 |
| 1970 | 60,89 | 1 | 0,38 | 1 | 51,16 | 9,41 | 160,17 | 157 | 0,3630 | 68,34 | 75,48 | 9,94 |
| 1971 | 60,76 | 1 | 0,38 | 1 | 47,56 | 10,12 | 168,38 | 155 | 0,3630 | 69,80 | 78,16 | 10,56 |
| 1972 | 61,02 | 1 | 0,37 | 1 | 49,58 | 10,04 | 137,71 | 150 | 0,3540 | 68,54 | 82,47 | 11,21 |
| 1973 | 61,11 | 1 | 0,37 | 1 | 50,19 | 10,08 | 137,03 | 151 | 0,3450 | 69,23 | 84,47 | 11,91 |
| 1974 | 61,62 | 1 | 0,38 | 1 | 48,08 | 10,02 | 134,52 | 156 | 0,3590 | 65,01 | 83,67 | 12,65 |
| 1975 | 62,05 | 1 | 0,38 | 1 | 48,56 | 9,70 | 123,82 | 165 | 0,3730 | 63,71 | 78,52 | 16,18 |
| 1976 | 62,04 | 1 | 0,38 | 1 | 45,92 | 10,15 | 116,75 | 170 | 0,3870 | 63,71 | 76,85 | 17,29 |
| 1977 | 61,88 | 1 | 0,39 | 1 | 48,50 | 10,12 | 102,61 | 171 | 0,3940 | 63,91 | 73,60 | 18,48 |
| 1978 | 62,20 | 1 | 0,39 | 1 | 43,77 | 9,75 | 99,13 | 179 | 0,4040 | 64,10 | 69,85 | 14,91 |
| 1979 | 62,47 | 1 | 0,40 | 1 | 39,57 | 9,78 | 90,64 | 189 | 0,3990 | 64,50 | 68,27 | 17,41 |
| 1980 | 62,59 | 1 | 0,41 | 1 | 37,58 | 10,61 | 91,15 | 199 | 0,4057 | 65,29 | 65,67 | 16,22 |
| 1981 | 62,75 | 1 | 0,41 | 1 | 33,44 | 9,43 | 97,65 | 202 | 0,4123 | 65,35 | 69,72 | 16,52 |
| 1982 | 63,24 | 1 | 0,39 | 1 | 29,91 | 9,21 | 97,10 | 181 | 0,4174 | 65,97 | 74,02 | 21,24 |
| 1983 | 63,69 | 1 | 0,38 | 1 | 28,56 | 9,59 | 77,01 | 170 | 0,4169 | 66,18 | 78,58 | 21,93 |
| 1984 | 64,16 | 1 | 0,38 | 1 | 30,09 | 10,04 | 69,89 | 167 | 0,4166 | 65,25 | 83,43 | 27,83 |
| 1985 | 64,57 | 1 | 0,38 | 1 | 29,35 | 9,49 | 80,87 | 168 | 0,4073 | 65,44 | 88,58 | 33,19 |
| 1986 | 64,50 | 1 | 0,39 | 1 | 27,79 | 9,51 | 85,59 | 182 | 0,4202 | 65,43 | 91,16 | 39,76 |
| 1987 | 64,40 | 1 | 0,40 | 1 | 23,89 | 9,81 | 89,66 | 195 | 0,4125 | 65,41 | 93,83 | 26,43 |
| 1988 | 64,07 | 1 | 0,40 | 1 | 21,04 | 10,08 | 90,70 | 194 | 0,4215 | 65,21 | 96,57 | 26,93 |
| 1989 | 64,04 | 1 | 0,40 | 1 | 21,18 | 9,60 | 90,61 | 195 | 0,4140 | 65,38 | 99,39 | 29,10 |
| 1990 | 64,28 | 1 | 0,40 | 1 | 20,57 | 9,73 | 83,10 | 195 | 0,4191 | 64,51 | 102,29 | 31,27 |
| 1991 | 64,96 | 1 | 0,41 | 1 | 21,11 | 9,52 | 87,22 | 201 | 0,4166 | 63,75 | 105,15 | 31,46 |
| 1992 | 65,33 | 1 | 0,42 | 1 | 18,64 | 9,53 | 88,83 | 215 | 0,4301 | 63,52 | 102,53 | 28,49 |
| 1993 | 65,42 | 1 | 0,42 | 1 | 20,16 | 9,97 | 93,22 | 220 | 0,4079 | 63,84 | 99,23 | 28,97 |
| 1994 | 65,33 | 1 | 0,43 | 1 | 18,95 | 9,45 | 93,99 | 234 | 0,4228 | 64,07 | 96,78 | 29,45 |
| 1995 | 66,81 | 1 | 0,43 | 1 | 19,58 | 9,85 | 91,26 | 229 | 0,4223 | 64,99 | 95,86 | 29,94 |
| 1996 | 67,02 | 1 | 0,44 | 1 | 17,55 | 9,53 | 91,95 | 241 | 0,4279 | 64,97 | 99,25 | 30,51 |
| 1997 | 67,39 | 1 | 0,45 | 1 | 16,90 | 9,35 | 92,19 | 252 | 0,4286 | 65,22 | 101,57 | 32,62 |
| 1998 | 67,31 | 1 | 0,45 | 1 | 16,60 | 9,75 | 93,85 | 262 | 0,4391 | 65,12 | 103,94 | 34,79 |
| 1999 | 67,74 | 1 | 0,45 | 1 | 14,37 | 9,86 | 95,33 | 255 | 0,4385 | 64,74 | 108,40 | 42,67 |
| 2000 | 67,81 | 1 | 0,44 | 1 | 14,06 | 9,23 | 94,08 | 249 | 0,4547 | 66,31 | | 43,47 |
| 2001 | 67,85 | | | | 13,88 | 9,44 | 93,81 | 238 | 0,4542 | 64,30 | | 45,07 |

Fuente: ver anexo de fuentes, elaboración propia.

Cuadro N° 1.4
Test de raíz unitaria, variables en niveles logaritmos.

| Variables | Dickey Fuller Aumentado p-val | Test de raíz unitaria |
|-------------|-------------------------------|-----------------------|
| Altura_gral | 0.7772 | si |
| IMC_gral | 0.9759 | si |
| CV_Alt_gral | 0.6886 | si |
| PIB pc | 0.8093 | si |
| Gini | 0.2682 | si |
| TBM | 0.8445 | si |
| TMI | 0.9904 | si |
| TMP | 0.5890 | si |
| TMS | 0.5959 | si |
| TMT | 0.9391 | si |
| SR | 0.6726 | si |

Fuente: elaboración propia.

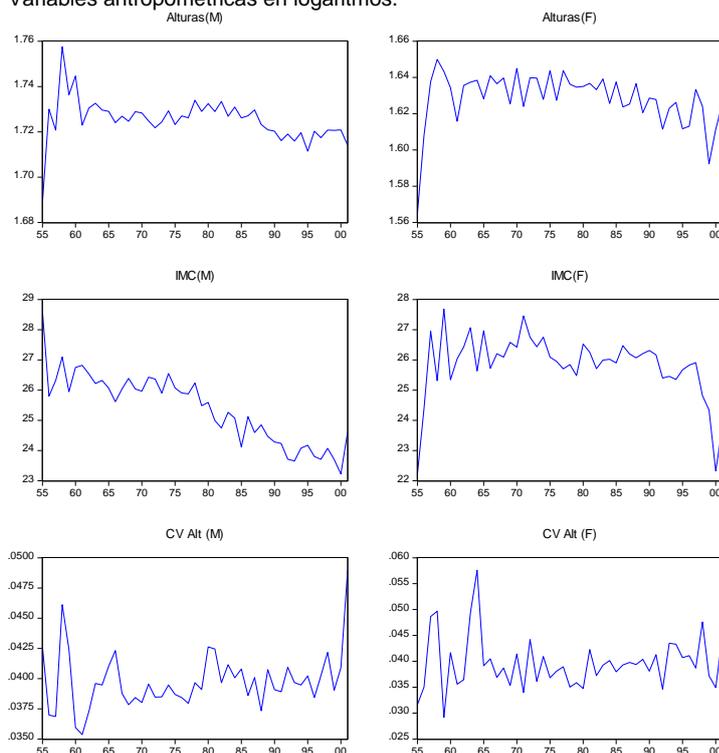
Cuadro N° 1.5
Test de raíz unitaria, variables en primeras diferencias logaritmos.

| Variables | Dickey Fuller Aumentado p-val | Test de raíz unitaria |
|-------------|-------------------------------|-----------------------|
| Altura_gral | 0.0000 | no |
| IMC_gral | 0.0000 | no |
| CV_Alt_gral | 0.0000 | no |
| PIB pc | 0.0019 | no |
| Gini | 0.0004 | no |
| TBM | 0.0000 | no |
| TMI | 0.0000 | no |
| TMP | 0.0000 | no |
| TMS | 0.0454 | no |
| TMT | 0.0000 | no |
| SR | 0.0000 | no |

Fuente: elaboración propia.

Anexo II Gráficos

Gráfico N°II.1
Variables antropométricas en logaritmos.



Fuente: registros administrativos FF. AA, elaboración propia.

Anexo III Resultados de los modelos

Cada “bloque” de modelos –de acuerdo a las dimensiones del proceso bajo estudio– considera la altura y el índice de masa corporal como variable dependiente.

Modelo IDH

a) Altura

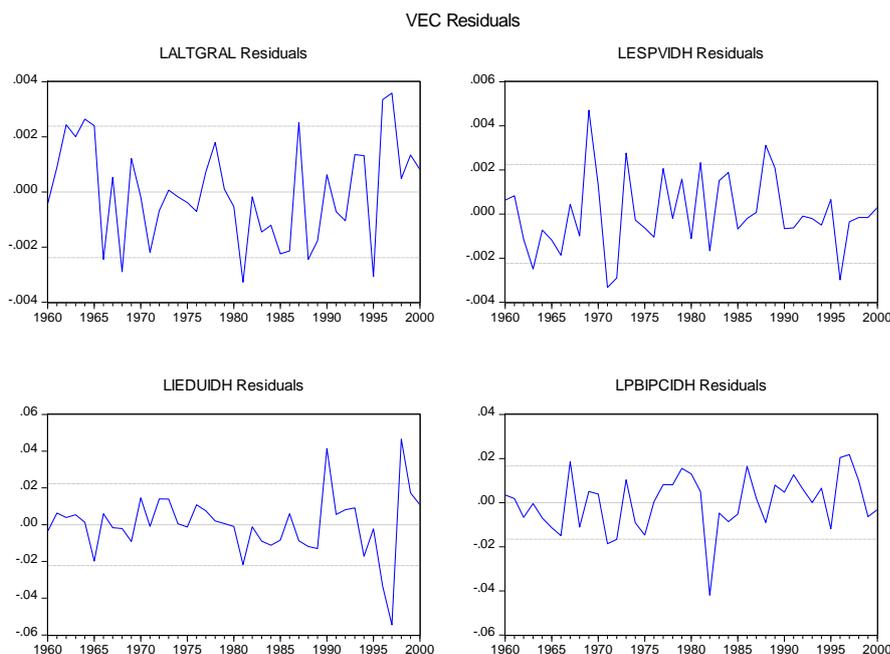
El modelo que relaciona la altura de la población con los componentes del índice de desarrollo humano, lo denominaremos “modelo IDH”, y se realiza puntualmente con las variables de “esperanza de vida al nacer”, “nivel de educación” y “PIB per cápita”. Se realiza el VAR con estos componentes, presentándolo de la siguiente manera:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lespvidh} + \beta_2 \text{lieduidh} + \beta_3 \text{lpbpicdh} + \varepsilon \quad (1)$$

Los resultados para la inclusión de los lags en el VEC arrojan que se deben utilizar cuatro lags. Teniendo esto en cuenta, se realiza el VEC, para estudiar la cointegración de las variables del modelo. Existe, al menos, una relación de cointegración en el modelo planteado.

| Sample (adjusted): 1960 2000 | | | | | VEC Residual Normality Tests | | | | | |
|---|------------|-----------|----------------|---------|---|-------------|----------|--------|--------|--|
| Included observations: 41 after adjustments | | | | | Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) | | | | | |
| Trend assumption: Linear deterministic trend | | | | | Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal | | | | | |
| Series: LALTGRAL LESPVIDH LIEDUIDH LPBPCDH | | | | | Date: 02/22/21 Time: 19:21 | | | | | |
| Lags interval (in first differences): 1 to 4 | | | | | Sample: 1955 2001 | | | | | |
| | | | | | Included observations: 41 | | | | | |
| | | | | | Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* | |
| | | | | | 1 | 0.039700 | 0.010770 | 1 | 0.9173 | |
| | | | | | 2 | 0.363953 | 0.905154 | 1 | 0.3414 | |
| | | | | | 3 | 0.045118 | 0.013910 | 1 | 0.9061 | |
| | | | | | 4 | -0.517740 | 1.831706 | 1 | 0.1759 | |
| | | | | | Joint | | 2.761541 | 4 | 0.5985 | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | | Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. | |
| Hypothesized | | Trace | 0.05 | | 1 | 2.202792 | 1.085714 | 1 | 0.2974 | |
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** | 2 | 3.718763 | 0.882560 | 1 | 0.3475 | |
| None * | 0.446022 | 49.62578 | 47.85613 | 0.0338 | 3 | 5.306679 | 9.089646 | 1 | 0.0026 | |
| At most 1 | 0.368007 | 25.40995 | 29.79707 | 0.1473 | 4 | 4.458046 | 3.631744 | 1 | 0.0567 | |
| At most 2 | 0.136402 | 6.595965 | 15.49471 | 0.6250 | Joint | | 14.68966 | 4 | 0.0054 | |
| At most 3 | 0.014128 | 0.583380 | 3.841466 | 0.4450 | Component | Jarque-Bera | df | Prob. | | |
| Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level | | | | | 1 | 1.096484 | 2 | 0.5780 | | |
| * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level | | | | | 2 | 1.787714 | 2 | 0.4091 | | |
| **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | | 3 | 9.103556 | 2 | 0.0195 | | |
| | | | | | 4 | 5.463451 | 2 | 0.0651 | | |
| | | | | | Joint | | 17.45121 | 8 | 0.0257 | |
| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | | *Approximate p-values do not account for coefficient estimation | | | | | |

Cuando observamos los residuos del modelo, aplicando test de normalidad, vemos que existe de manera significativa la aceptación de normalidad conjunta. No obstante este resultado, vamos a ver en el gráfico de los residuos si existen algunos datos atípicos que puedan estar influenciando el resultado del modelo.



Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1969, 1982 y 1997. Por tal motivo se procede al tratamiento adecuado para ajustar el modelo. Realizando un nuevo VEC sin los datos atípicos identificados, los resultados se muestran a continuación, comenzando con el test de normalidad:

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 02/22/21 Time: 20:17
 Sample: 1955 2001
 Included observations: 41

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.030707 | 0.006443 | 1 | 0.9360 |
| 2 | 0.035195 | 0.008464 | 1 | 0.9267 |
| 3 | 0.188941 | 0.243941 | 1 | 0.6214 |
| 4 | 0.229712 | 0.360579 | 1 | 0.5482 |
| Joint | | 0.619428 | 4 | 0.9609 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 2.212990 | 1.058114 | 1 | 0.3036 |
| 2 | 3.347836 | 0.206692 | 1 | 0.6494 |
| 3 | 3.539091 | 0.496475 | 1 | 0.4811 |
| 4 | 2.665185 | 0.191506 | 1 | 0.6617 |
| Joint | | 1.952786 | 4 | 0.7444 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. | |
|-----------|-------------|----------|--------|--------|
| 1 | 1.064557 | 2 | 0.5873 | |
| 2 | 0.215156 | 2 | 0.8980 | |
| 3 | 0.740416 | 2 | 0.6906 | |
| 4 | 0.552084 | 2 | 0.7588 | |
| Joint | | 2.572214 | 8 | 0.9583 |

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Sample (adjusted): 1960 2000
 Included observations: 41 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LALTGRAL LESPVIDH LIEDUIDH LPBIPCIDH
 Exogenous series: D(FE>=196900) D(FE>=198200) D(FE>=199700)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | |
|--|------------|-----------------|---------------------|---------|
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.537359 | 50.73689 | 47.85613 | 0.0261 |
| At most 1 | 0.323225 | 19.13397 | 29.79707 | 0.4833 |
| At most 2 | 0.072930 | 3.126897 | 15.49471 | 0.9609 |
| At most 3 | 0.000539 | 0.022119 | 3.841466 | 0.8817 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | |
|---|------------|---------------------|---------------------|---------|
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.537359 | 31.60292 | 27.58434 | 0.0144 |
| At most 1 | 0.323225 | 16.00707 | 21.13162 | 0.2244 |
| At most 2 | 0.072930 | 3.104778 | 14.26460 | 0.9395 |
| At most 3 | 0.000539 | 0.022119 | 3.841466 | 0.8817 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=l):

De estos resultados se desprende de manera primaria la dinámica de largo plazo del modelo, que nos indica que aumentos en la esperanza de vida y el PIB per cápita dan como resultado un impacto positivo en la altura de la población. Sin

embargo, el mecanismo con el indicador de educación es contrario, aumentos en el indicador de educación resultan en caídas de la altura.

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = -1,39 + (4,16)\text{lespvidh} + (-12,2)\text{lieduidh} + (2,31)\text{lpbipvidh} \quad (1.1)$$

Ahora realizamos los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, para obtener el resultado final de la dinámica de largo plazo.

| Significación Betas-modelo IDH | | | Significación Alfas-modelo IDH | | |
|--------------------------------|---------------|-------------|--------------------------------|---------------|-------------|
| Variable | Chi-square(1) | Probability | Variable | Chi-square(1) | Probability |
| Laltgral | 0,001231 | 0,972016 | Laltgral | 0,082307 | 0,774195 |
| Lespvidh | 1,304519 | 0,253389 | Lespvidh | 14,261850 | 0,000159 |
| Lieduidh | 11,31351 | 0,000769 | Lieduidh | 8,598894 | 0,003364 |
| Lpbipvidh | 0,616057 | 0,432516 | Lpbipvidh | 1,973878 | 0,160037 |

Fuente: elaboración propia

Fuente: elaboración propia

Debido a la cantidad de observaciones para el “modelo IDH” en la ecuación (1), los lags que surgen para el análisis de los VEC son cuatro. Se realiza el primer VEC de la ecuación (1), y los resultados se presentan en el anexo de modelos. Nos indica que existe al menos una relación de cointegración en el modelo planteado. Realizando el testeo de normalidad de residuos la sugerencia es continuar quitando dos datos atípicos del modelo; luego el test de normalidad da significación individual y conjunta para aceptar el modelo.

La dinámica de largo plazo del modelo planteado con la ecuación (1) viene dada por la ecuación (1.1), que demuestra la reacción que tiene, en promedio, la altura frente a los componentes del IDH. Por tanto, la dinámica de largo plazo de la altura es una combinación lineal con los ponderadores “betas” de los componentes del IDH incluidos, más una constante. Los “betas” que presenta el modelo de corrección de errores no son significativos.

Como se pueden apreciar en los resultados de exclusión sobre los “betas”, para este modelo es que se acepta la exclusión de los “betas” de tres de las cuatro variables, incluida a la altura, por lo que el modelo resulta no significativo. Los contrastes de exogeneidad sobre los “alfas” arrojan resultados similares. Dados los resultados de los contrastes realizados, podemos observar que el modelo no es significativo para tres de las cuatro variables incluidas. Por tanto, no se estimará un modelo reducido con exclusión, quedando el modelo de la ecuación (1.1) como representación. Entendemos que este caso no ha sido testeado en la literatura de

antropometría, y requiere de mayor cantidad de datos para un análisis en profundidad. En esta instancia debemos exponer que el modelo no resulta adecuado para representar la relación de las variables del IDH frente a la altura (ver resultados en anexo).

b) IMC

El modelo viene definido por el contraste del IMC con los componentes del IDH, al igual que el modelo con la altura. Se realiza el VAR con estos componentes, presentándolo de la siguiente manera:

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lespvidh} + \beta_2 \text{lieduidh} + \beta_3 \text{lpbipcidh} + \varepsilon \quad (2)$$

Se incorporaron cuatro lags según el criterio de selección de lags. De esto se analizó la existencia de los datos atípicos, y realizamos el test de normalidad de los residuos.

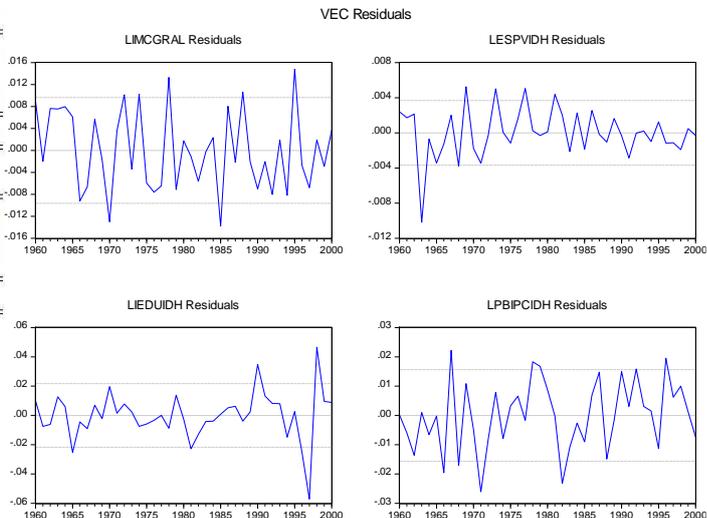
VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 03/26/21 Time: 14:05
 Sample: 1955 2001
 Included observations: 41

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | 0.104394 | 0.074471 | 1 | 0.7849 |
| 2 | 0.071594 | 0.035026 | 1 | 0.8515 |
| 3 | 0.059451 | 0.024152 | 1 | 0.8765 |
| 4 | -0.119462 | 0.097519 | 1 | 0.7548 |
| Joint | | 0.231168 | 4 | 0.9938 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 2.893708 | 0.019301 | 1 | 0.8895 |
| 2 | 4.114166 | 2.120668 | 1 | 0.1453 |
| 3 | 4.437864 | 3.531897 | 1 | 0.0602 |
| 4 | 3.152906 | 0.039941 | 1 | 0.8416 |
| Joint | | 5.711808 | 4 | 0.2217 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 0.093772 | 2 | 0.9542 |
| 2 | 2.155694 | 2 | 0.3403 |
| 3 | 3.556050 | 2 | 0.1690 |
| 4 | 0.137460 | 2 | 0.9336 |
| Joint | 5.942976 | 8 | 0.6536 |

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation



Cuando observamos los residuos del modelo, aplicando test de normalidad, vemos que existe de manera significativa la aceptación de normalidad conjunta. No obstante, este resultado, vamos a ver en el gráfico de los residuos si existen algunos datos atípicos que puedan estar influenciando en el resultado del modelo.

Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1963, 1997, 1971, 1982, 1985, 1995, 1997 y 1998. Por tal motivo se procede al tratamiento adecuado para ajustar el modelo.

Sample (adjusted): 1960 2000
 Included observations: 41 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LIMCGRAL LESPVIDH LIEDUIDH LPBIPCIDH
 Exogenous series: D(FE>=196300) D(FE>=197000) D(FE>=197100) D(FE>=197100)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.925069 | 145.1624 | 47.85613 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.436119 | 38.92358 | 29.79707 | 0.0034 |
| At most 2 | 0.305895 | 15.43416 | 15.49471 | 0.0511 |
| At most 3 | 0.011247 | 0.463738 | 3.841466 | 0.4959 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.925069 | 106.2388 | 27.58434 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.436119 | 23.48941 | 21.13162 | 0.0229 |
| At most 2 * | 0.305895 | 14.97043 | 14.26460 | 0.0386 |
| At most 3 | 0.011247 | 0.463738 | 3.841466 | 0.4959 |

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Se puede apreciar que existen al menos dos relaciones de cointegración. Ahora realizamos los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, para obtener el resultado final de la dinámica de largo plazo.

| Significación Alfas-modelo IDH IMC | | | Significación Betas-modelo IDH IMC | | |
|------------------------------------|---------------|-------------|------------------------------------|---------------|-------------|
| Variable | Chi-square(1) | Probability | Variable | Chi-square(1) | Probability |
| LIMCgral | 43,399700 | 0,000000 | LIMCgral | 81,66465 | 0,000000 |
| Lespvidh | 8,725518 | 0,003138 | Lespvidh | 72,18817 | 0,000000 |
| Lieduidh | 0,039175 | 0,843103 | Lieduidh | 11,73111 | 0,000615 |
| Lpbipvidh | 2,940755 | 0,086370 | Lpbipvidh | 66,66816 | 0,000000 |

Fuente: elaboración propia

Fuente: elaboración propia

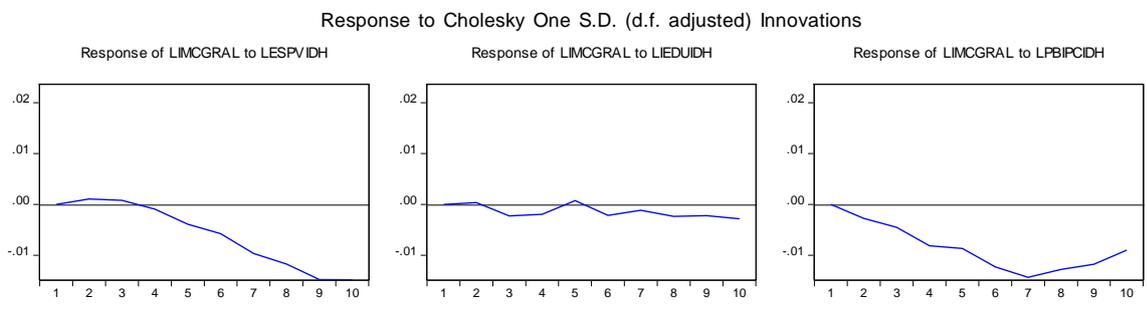
Dados los resultados de los contrastes realizados, podemos observar que el modelo es significativo para las cuatro variables incluidas. Por tanto, no se estimará un modelo reducido con exclusión.

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = 2.869 + (-0.512)\text{lespvidh} + (-0.072)\text{lieduidh} + (-0.27)\text{lpbipcidh} \quad (2.1)$$

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/26/21 Time: 14:19
 Sample (adjusted): 1960 2000
 Included observations: 41 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | | CointEq1 | |
|-------------------|--|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LIMCGRAL(-1) | | 1.000000 | |
| LESPVIDH(-1) | | 0.512194 (0.01962) [26.1027] | |
| LIEDUIDH(-1) | | 0.072497 (0.02178) [3.32791] | |
| LPBIPCIDH(-1) | | 0.270188 (0.02103) [12.8452] | |
| C | | -2.869737 | |
| Error Correction: | | D(LIMCGRAL) | D(LESPVIDH) |
| CointEq1 | | -1.933594 (0.31672) [-6.10510] | -0.178806 (0.10855) [-1.64726] |
| | | 0.000000 (0.00000) [NA] | 0.000000 (0.00000) [NA] |

En las funciones impulso-respuesta, se puede apreciar cómo los shocks de las variables del IDH generan una caída del IMC en el largo plazo, aunque el efecto de la educación es el menos importante.



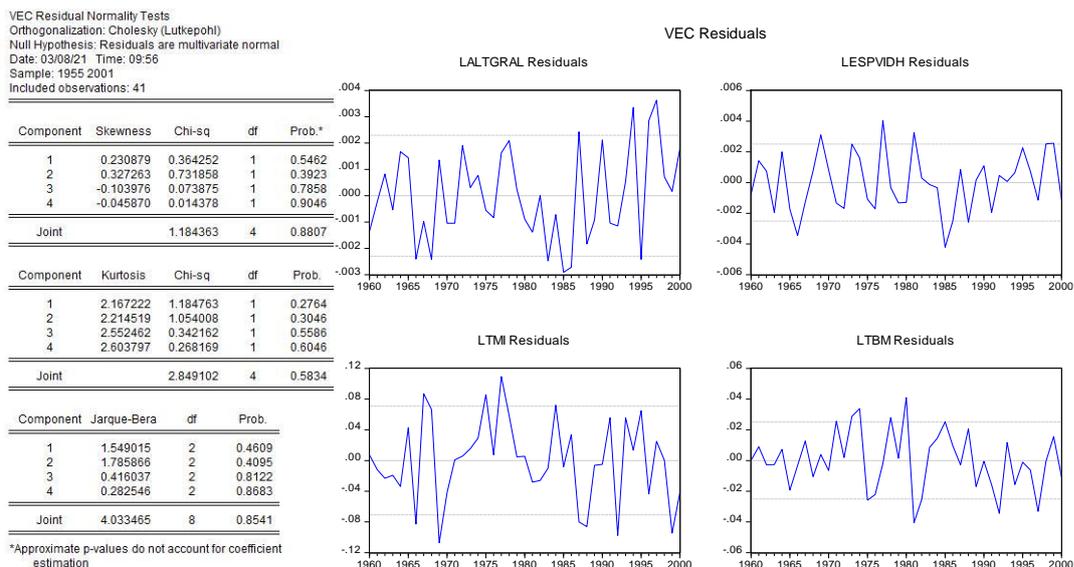
Modelo salud

a) Altura

Al modelo que contempla solo a las variables de la salud le denominamos “modelo salud”. Este se plantea como una VAR que tiene a la variable altura contra las variables de esperanza de vida al nacer, tasa de mortalidad infantil y tasa bruta de mortalidad, quedando en su forma analítica teórica de la siguiente manera:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lespvidh} + \beta_2 \text{ltmi} + \beta_3 \text{ltbm} + \varepsilon \quad (3)$$

Una vez planteado el modelo, se decidió la inclusión de cuatro lags para modelizar con corrección de errores. Cuando observamos los residuos del modelo, aplicando test de normalidad, vemos que existe de manera significativa la aceptación de normalidad conjunta. No obstante, este resultado, vamos a ver en el gráfico de los residuos si existen algunos datos atípicos que puedan estar influenciando el resultado del modelo.



Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1969, 1980, 1981, 1985, 1994 y 1997. Por tal motivo se procede al tratamiento adecuado para ajustar el modelo. Se puede apreciar que existe al menos una relación de cointegración.

Sample (adjusted): 1960 2000
 Included observations: 41 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LALTGRAL LESPVIDH LTMI LTBM
 Exogenous series: D(FE)=196900) D(FE)=198000) D(FE)=198100) D(FE)=198500) D(FE)=199400) D(FE)=199700)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.663169 | 58.04409 | 47.85613 | 0.0042 |
| At most 1 | 0.257148 | 13.42890 | 29.79707 | 0.8710 |
| At most 2 | 0.027406 | 1.241316 | 15.49471 | 0.9997 |
| At most 3 | 0.002485 | 0.101992 | 3.841466 | 0.7494 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.663169 | 44.61519 | 27.58434 | 0.0001 |
| At most 1 | 0.257148 | 12.18759 | 21.13162 | 0.5292 |
| At most 2 | 0.027406 | 1.139325 | 14.26460 | 0.9997 |
| At most 3 | 0.002485 | 0.101992 | 3.841466 | 0.7494 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ahora realizamos los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, para obtener el resultado final de la dinámica de largo plazo.

| Significación Alfas-modelo salud | | | Significación Betas-modelo salud | | |
|----------------------------------|---------------|-------------|----------------------------------|---------------|-------------|
| Variable | Chi-square(1) | Probability | Variable | Chi-square(1) | Probability |
| laltgral | 1,119685 | 0,289986 | laltgral | 5,421543 | 0,019890 |
| lespvidh | 23,744640 | 0,000001 | lespvidh | 10,41785 | 0,001248 |
| ltmi | 8,493774 | 0,003564 | ltmi | 9,863066 | 0,001686 |
| ltbm | 1,550010 | 0,213134 | ltbm | 11,08947 | 0,000868 |

Fuente: elaboración propia

Como se puede apreciar en los cuadros de resultados de los tests de exogeneidad y exclusión, las variables son significativas, con la variable altura reportando endogeneidad. A continuación, se presenta el modelo de largo plazo ajustado:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = 0,274 + 0,553(\text{lespvidh}) + 0,056(\text{ltmi}) + 0,068(\text{ltbm}) \quad (3.1)$$

Vector Error Correction Estimates
Date: 03/08/21 Time: 10:32
Sample (adjusted): 1960 2000
Included observations: 41 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

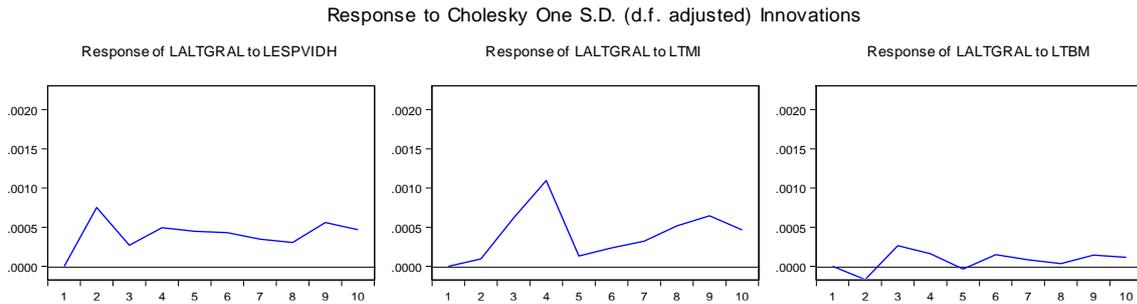
Cointegration Restrictions:
A(1,1)=0, A(4,1)=0, B(1,1)=1
Convergence achieved after 52 iterations.
Restrictions identify all cointegrating vectors
LR test for binding restrictions (rank = 1):
Chi-square(2) 3.579327
Probability 0.167016

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|-------------------|--------------------------------------|
| LALTGRAL(-1) | 1.000000 |
| LESPVIDH(-1) | -0.552876 (0.17275) [-3.20044] |
| LDMI(-1) | -0.056194 (0.01754) [-3.20301] |
| LDBM(-1) | -0.068644 (0.02213) [-3.10204] |
| C | -0.274301 |

| Error Correction: | D(LALTGRAL) | D(LESPVIDH) | D(LDMI) | D(LDBM) |
|-------------------|--------------------------------|--------------------------------------|------------------------------------|--------------------------------|
| CointEq1 | 0.000000 (0.000000) [NA] | -0.403331 (0.09020) [-4.47161] | 7.917175 (3.14389) [2.51828] | 0.000000 (0.000000) [NA] |

El modelo salud muestra cómo en la dinámica de largo plazo la altura de la población uruguaya se ve afectada por los componentes de salud seleccionados (esperanza de vida al nacer, tasa de mortalidad infantil y tasa bruta de mortalidad).

Al realizar las funciones impulso-respuesta del modelo salud, obtenemos la siguiente salida gráfica:



Se puede observar que, tanto para la esperanza de vida como para la tasa de mortalidad infantil, se ve un shock al principio de la serie, que tiene su correlato en las mejoras tecnológicas en el área de la salud, y que luego se diluye, absorbiendo este shock a lo largo de las series. Con respecto a la tasa bruta de mortalidad, este fenómeno no se observa tan claramente.

Analizando la exclusión de los “betas” del “modelo salud” nos encontramos que todas las variables tienen “betas” significativos. Con el análisis de la exogeneidad débil, el testeo de los “alfas” arroja que para las variables de altura y tasa bruta de mortalidad dieron significancia para su exclusión, y lo más importante que la variable altura es exógena, por tanto, nuevamente descartamos el modelo. El modelo de largo plazo es el definido en la ecuación (3.1).

b) IMC

Este modelo se plantea de la misma manera que con las alturas; esto es, se propone un VAR que tiene a la variable IMC contra las variables de esperanza de vida, tasa de mortalidad infantil y tasa bruta de mortalidad:

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lespvidh} + \beta_2 \text{ltmi} + \beta_3 \text{ltbm} + \varepsilon \quad (4)$$

Incluimos cuatro lags para modelizar con corrección de errores. Cuando observamos los residuos del modelo, aceptamos de manera significativa la aceptación de normalidad conjunta. Pero gráficamente se ven datos atípicos que pueden estar influenciando el resultado del modelo.

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 03/25/21 Time: 15:44
 Sample: 1955 2001
 Included observations: 41

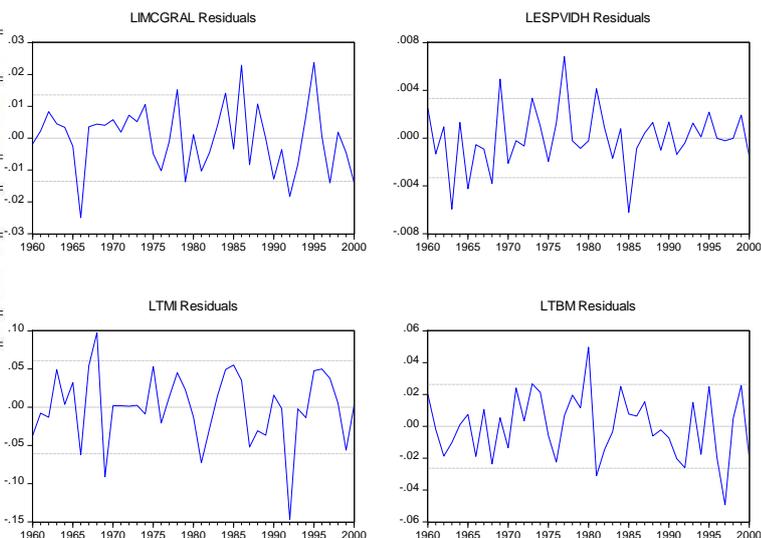
| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | 0.008261 | 0.000466 | 1 | 0.9828 |
| 2 | -0.036369 | 0.009038 | 1 | 0.9243 |
| 3 | -0.347574 | 0.825517 | 1 | 0.3636 |
| 4 | 0.274906 | 0.516417 | 1 | 0.4724 |
| Joint | | 1.351439 | 4 | 0.8526 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 3.195854 | 0.065530 | 1 | 0.7980 |
| 2 | 4.212355 | 2.510916 | 1 | 0.1131 |
| 3 | 4.036737 | 1.836158 | 1 | 0.1754 |
| 4 | 3.024644 | 0.001037 | 1 | 0.9743 |
| Joint | | 4.413641 | 4 | 0.3529 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 0.065996 | 2 | 0.9675 |
| 2 | 2.519954 | 2 | 0.2837 |
| 3 | 2.661675 | 2 | 0.2643 |
| 4 | 0.517454 | 2 | 0.7720 |
| Joint | 5.765079 | 8 | 0.6735 |

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

VEC Residuals



Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1966, 1977, 1980, 1985, 1992 y 1997. Ajustamos el modelo con estos datos atípicos. Y surge que existe, al menos, una relación de cointegración.

Como se puede apreciar en los cuadros de resultados de los tests de exogeneidad y exclusión, las variables no son significativas, en especial la variable de IMC.

Sample (adjusted): 1960 2000
 Included observations: 41 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LIMCGRAL LESPVIDH LTMI LTBM
 Exogenous series: D(FE)>=1966000 D(FE)>=1977000 D(FE)>=1980000 D(FE)>=1985000 D(FE)>=1992000 D(FE)>=1997000
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None | 0.507633 | 44.59376 | 47.85613 | 0.0981 |
| At most 1 | 0.203598 | 15.54397 | 29.79707 | 0.7439 |
| At most 2 | 0.140552 | 6.210278 | 15.49471 | 0.6707 |
| At most 3 | 5.46E-06 | 0.000224 | 3.841466 | 0.9899 |

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.507633 | 29.04979 | 27.58434 | 0.0322 |
| At most 1 | 0.203598 | 9.333692 | 21.13162 | 0.8046 |
| At most 2 | 0.140552 | 6.210054 | 14.26460 | 0.5864 |
| At most 3 | 5.46E-06 | 0.000224 | 3.841466 | 0.9899 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ahora realizamos los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, para obtener el resultado final de la dinámica de largo plazo.

Significación Alfas-modelo salud IMC

| Variable | Chi-square(1) | Probability |
|----------|---------------|-------------|
| IIMCgral | 3,496076 | 0,061514 |
| lespvidh | 8,477939 | 0,003595 |
| ltmi | 13,817150 | 0,000201 |
| ltbm | 0,000153 | 0,990127 |

Fuente: elaboración propia

Significación Betas-modelo salud IMC

| Variable | Chi-square(1) | Probability |
|----------|---------------|-------------|
| IIMCgral | 3,69276 | 0,054649 |
| lespvidh | 10,24017 | 0,001374 |
| ltmi | 17,21402 | 0,000033 |
| ltbm | 0,054470 | 0,815460 |

Fuente: elaboración propia

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/25/21 Time: 22:00
 Sample (adjusted): 1960 2000
 Included observations: 41 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

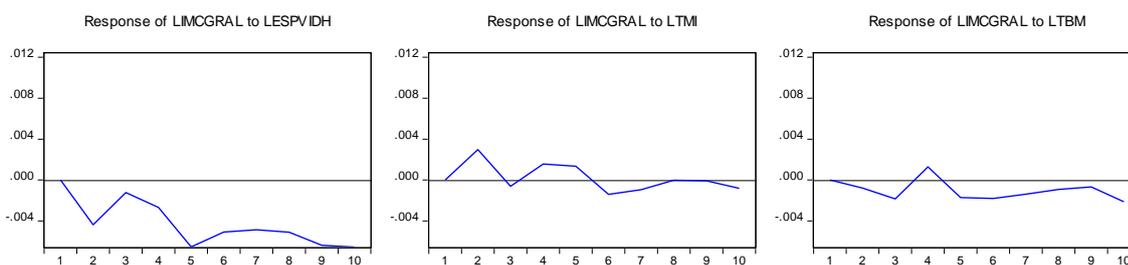
Cointegration Restrictions:
 B(1,4)=0, A(4,1)=0, B(1,1)=1
 Convergence achieved after 29 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(2) 0.055661
 Probability 0.972553

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|-------------------|--------------------------------------|
| LIMCGRAL(-1) | 1.000000 |
| LESPVIDH(-1) | -2.836235 (0.94418) [-3.00391] |
| LTMI(-1) | -0.345713 (0.09309) [-3.71375] |
| LTBM(-1) | 0.000000 |
| C | -2.480782 |

| Error Correction: | D(LIMCGRAL) | D(LESPVIDH) | D(LTMI) | D(LTBM) |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|------------------------------------|-------------------------------|
| CointEq1 | -0.196557 (0.13838) [-1.42044] | -0.073596 (0.03051) [-2.41203] | 1.933889 (0.61564) [3.14127] | 0.000000 (0.00000) [NA] |

$$\ln IMC_{\text{gral}} = 2,48 + (2,84)lespvidh + (0,345)ltmi \quad (4.1)$$

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations



Modelo educación

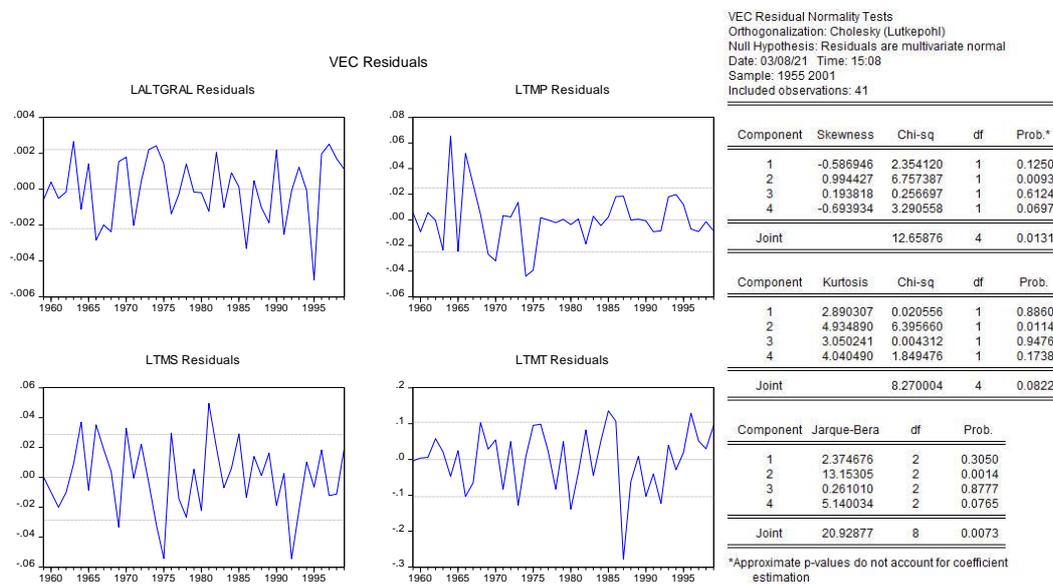
a) Altura

Este modelo vincula a la altura con las variables de educación, que se estimó incluyendo la talla versus las tasas de matriculación en primaria, secundaria y

terciaria, y lo denominamos “modelo educación”. Se puede ver como la ecuación (5).

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{ltmp} + \beta_2 \text{ltms} + \beta_3 \text{ltmt} + \varepsilon \quad (5)$$

Realizando el procedimiento para observar la estructura de los lags a tomar en cuenta, se determinó que se utilizarán tres lags para el VEC. A su vez, el análisis residual del modelo determina que no hay normalidad conjunta en el modelo. Por tanto, vamos a ver en el gráfico de los residuos para analizar los datos atípicos que puedan estar influenciando el resultado del modelo.



Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1966, 1964, 1974, 1975, 1981, 1987, 1992 y 1995. Ajustando el modelo con los atípicos encontrados, puede apreciarse claramente que existe al menos una relación de cointegración.

Date: 03/08/21 Time: 15:23
 Sample (adjusted): 1959 1999
 Included observations: 41 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LALTGRAL LTMP LTMS LTMT
 Exogenous series: D(FE>=196400) D(FE>=196600) D(FE>=197400) D(FE>=197
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.620752 | 56.62520 | 47.85613 | 0.0061 |
| At most 1 | 0.303754 | 16.87307 | 29.79707 | 0.6494 |
| At most 2 | 0.048179 | 2.028926 | 15.49471 | 0.9946 |
| At most 3 | 0.000108 | 0.004427 | 3.841466 | 0.9461 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.620752 | 39.75213 | 27.58434 | 0.0009 |
| At most 1 | 0.303754 | 14.84415 | 21.13162 | 0.3000 |
| At most 2 | 0.048179 | 2.024500 | 14.26460 | 0.9902 |
| At most 3 | 0.000108 | 0.004427 | 3.841466 | 0.9461 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Analizando los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, observamos en los siguientes cuadros los valores reportados para estos tests.

| Significación Alfas-modelo educación | | | Significación Betas-modelo educación | | |
|--------------------------------------|---------------|-------------|--------------------------------------|---------------|-------------|
| Variable | Chi-square(1) | Probability | Variable | Chi-square(1) | Probability |
| laltgral | 19,115190 | 0,000012 | laltgral | 10,711125 | 0,001065 |
| ltmp | 3,651727 | 0,056011 | ltmp | 6,589931 | 0,010256 |
| ltms | 0,000694 | 0,978985 | ltms | 5,148904 | 0,023261 |
| ltmt | 16,787120 | 0,000042 | ltmt | 1,270506 | 0,259672 |

Fuente: elaboración propia

Fuente: elaboración propia

A continuación, se presenta el modelo de largo plazo ajustado, tomando en cuenta los tests de exclusión y exogeneidad:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = 0,55 + 0,048(\text{ltmp}) - 0,0044(\text{ltms}) \quad (5.1)$$

El modelo de largo plazo para las variables de educación está resumiendo en la ecuación (5.1). Y nos está mostrando que la matriculación en primaria tiene una incidencia en el largo plazo en la altura de la población, no así la terciaria que se excluyó del modelo, ni de la secundaria que tiene un valor muy cercano a 0.

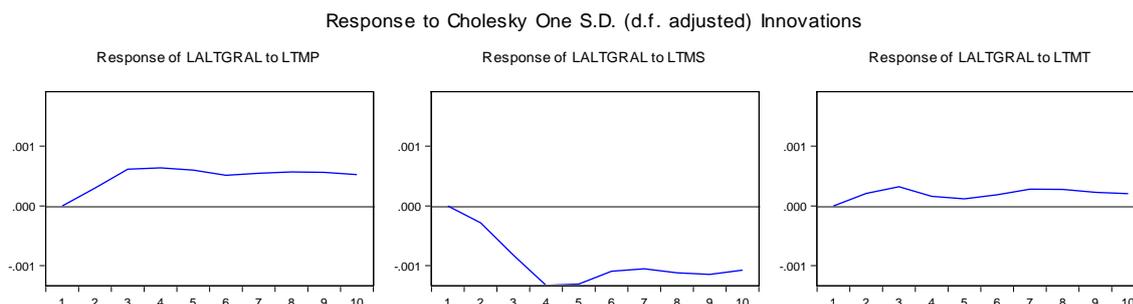
Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/08/21 Time: 15:27
 Sample (adjusted): 1959 1999
 Included observations: 41 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 B(1,4)=0, A(3,1)=0, B(1,1)=1
 Convergence achieved after 13 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(2) 1.281048
 Probability 0.527016

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|-------------------|--------------------------------------|
| LALTGRAL(-1) | 1.000000 |
| LTMP(-1) | -0.048041 (0.01643) [-2.92371] |
| LTMS(-1) | 0.004373 (0.00215) [2.03216] |
| LTMT(-1) | 0.000000 |
| C | -0.555417 |

| Error Correction: | D(LALTGRAL) | D(LTMP) | D(LTMS) | D(LTMT) |
|-------------------|--------------------------------------|------------------------------------|--------------------------------|------------------------------------|
| CointEq1 | -0.637942 (0.19114) [-3.33752] | 1.820588 (1.53190) [1.18845] | 0.000000 (0.000000) [NA] | 25.55879 (6.78423) [3.76738] |

Al realizar las funciones impulso-respuesta del modelo, obtenemos la siguiente salida gráfica:



Como se puede ver en las gráficas de las funciones de impulso-respuesta, la altura reacciona con la tasa de matriculación en primaria frente a un shock positivo y, a su vez, sostiene este empuje en el tiempo. No siendo así para las otras tasas, la terciaria por descartarse en el modelo y la secundaria por no tener una incidencia significativa en el largo plazo.

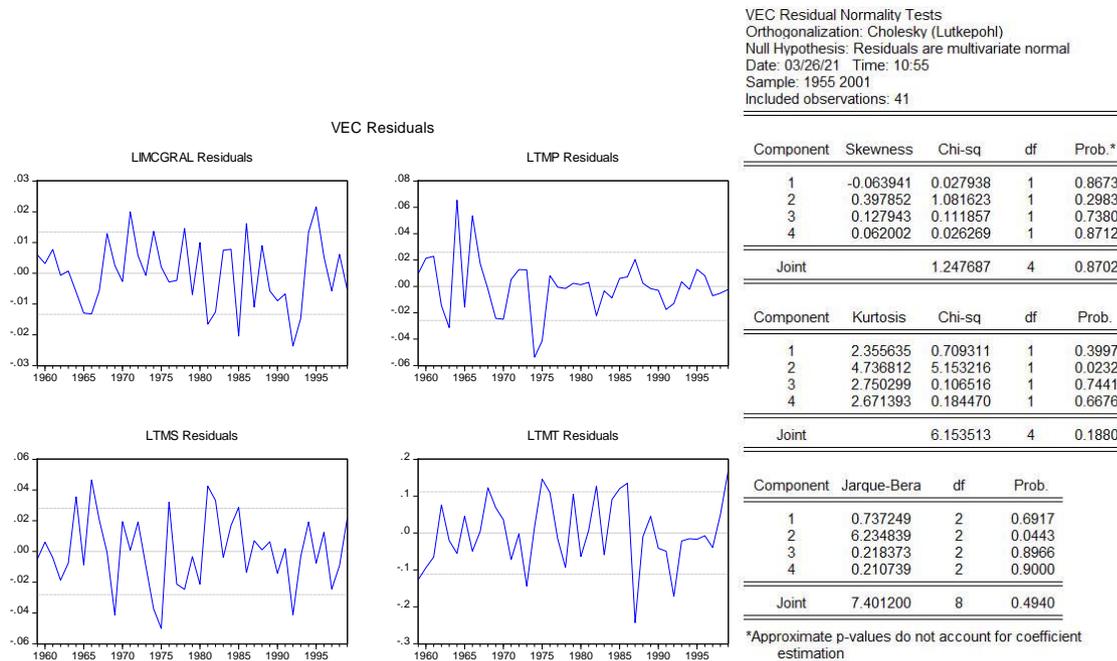
b) IMC

Para este modelo proponemos analizar al IMC con las tasas de matriculación en primaria, secundaria y terciaria. Se puede ver como la ecuación (6).

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{ltmp} + \beta_2 \text{ltms} + \beta_3 \text{ltmt} + \varepsilon \quad (6)$$

Analizando la cantidad de lags a tomar en cuenta, se determinó que se utilizarán en el modelo tres lags para el VEC. A su vez, el análisis residual del modelo determina

que hay significativamente normalidad conjunta en el modelo. Además, vamos a ver el gráfico de los residuos para analizar los datos atípicos.



Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1964, 1966, 1974, 1975, 1985, 1987, 1992, 1995 y 1999. Ajustando el modelo con los atípicos encontrados, puede apreciarse que existe al menos una relación de cointegración.

Sample (adjusted): 1959 1999
 Included observations: 41 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LIMCGRAL LTMP LTMS LTMT
 Exogenous series: D(FE>=196400) D(FE>=196600) D(FE>=197400) D(FE>=197500) D(FE>=198500) D(FE>=198700) D(FE>=199200) D(FE>=199500) D(FE>=199900)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/26/21 Time: 11:50
 Sample (adjusted): 1959 1999
 Included observations: 41 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | |
|--|------------|-----------------|---------------------|---------|
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.665179 | 54.10918 | 47.85613 | 0.0115 |
| At most 1 | 0.176183 | 9.248633 | 29.79707 | 0.9893 |
| At most 2 | 0.027233 | 1.302582 | 15.49471 | 0.9096 |
| At most 3 | 0.004151 | 0.170526 | 3.841466 | 0.6796 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) | | | | |
|---|------------|---------------------|---------------------|---------|
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.665179 | 44.86054 | 27.58434 | 0.0001 |
| At most 1 | 0.176183 | 7.948072 | 21.13162 | 0.9069 |
| At most 2 | 0.027233 | 1.132036 | 14.26460 | 0.9997 |
| At most 3 | 0.004151 | 0.170526 | 3.841466 | 0.6796 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

| Cointegration Restrictions: | |
|---|---|
| A(3,1)=0, B(1,1)=1 | |
| Convergence achieved after 1 iterations. | |
| Restrictions identify all cointegrating vectors | |
| LR test for binding restrictions (rank = 1): | |
| Chi-square(1) | 0.000605 |
| Probability | 0.977367 |
| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
| LIMCGRAL(-1) | 1.000000 |
| LTMP(-1) | 5.792646 (0.93037) [0.22617] |
| LTMS(-1) | -0.386299 (0.11885) [-3.30591] |
| LTMT(-1) | 0.539266 (0.10090) [5.34455] |
| C | -0.059648 |
| Error Correction: | D(LIMCGRAL) D(LTMP) D(LTMS) D(LTMT) |
| CointEq1 | 0.061259 -0.151194 0.000000 -0.442122 (0.03459) (0.04976) (0.00000) (0.29734) [1.77105] [-3.03798] [NA] [-1.48690] |

Realizando los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, se obtienen los resultados que siguen.

| Significación Alfas-modelo educación IMC | | | Significación Betas-modelo educación IMC | | |
|--|---------------|-------------|--|---------------|-------------|
| Variable | Chi-square(1) | Probability | Variable | Chi-square(1) | Probability |
| IIMCgral | 6,276329 | 0,012236 | IIMCgral | 2,76742 | 0,096201 |
| ltmp | 16,621310 | 0,000046 | ltmp | 35,0026 | 0,000000 |
| ltms | 0,000798 | 0,977470 | ltms | 18,37701 | 0,000018 |
| ltmt | 4,014420 | 0,045113 | ltmt | 25,609664 | 0,000000 |

Fuente: elaboración propia

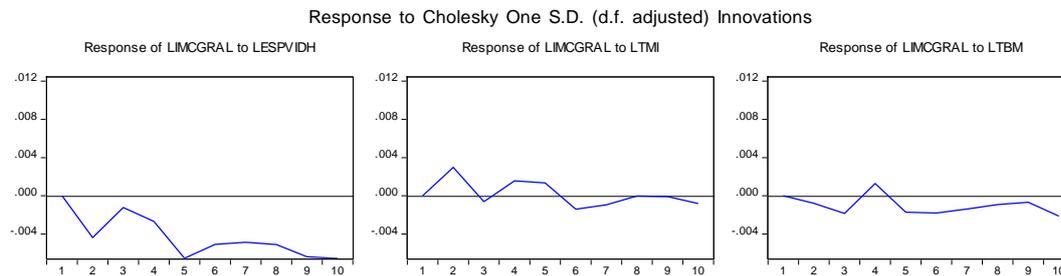
Fuente: elaboración propia

El modelo ajustado de largo plazo, tomando en cuenta los tests de exclusión y exogeneidad, es el siguiente.

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = 0.059 + (-5.79)\text{ltmp} + (0.386)\text{ltms} + (-0.539)\text{ltmt} \quad (6.1)$$

El modelo de largo plazo para las variables de educación está resumido en la ecuación (6.1). Y nos está mostrando que la matriculación en primaria y terciaria tiene una incidencia en el largo plazo, no así la tasa en secundaria que no tiene el impacto esperado debido al signo de su parámetro.

Al realizar las funciones impulso-respuesta del modelo salud, obtenemos la siguiente salida gráfica.



Modelo ingreso

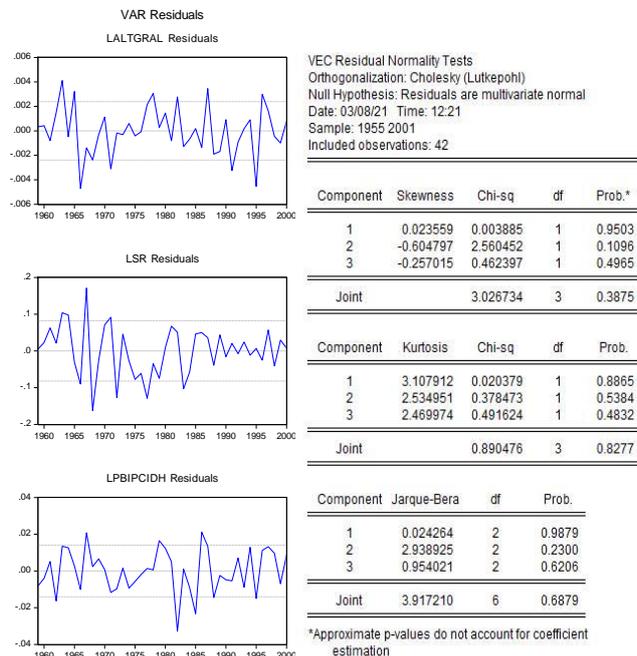
a) Altura

El modelo “ingreso” incluye únicamente variables de ingreso. Este se plantea como un VAR que tiene a la variable altura contra las variables de ingreso per cápita y salario real, que se puede ver como el modelo (7).

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lsr} + \beta_2 \text{lpibpcidh} + \varepsilon \quad (7)$$

Se incluyen cuatro lags para modelizar con corrección de errores. Visualizando los residuos del modelo, aplicando test de normalidad, vemos que existe de manera significativa la aceptación de normalidad conjunta. No obstante, este resultado,

vamos a ver en el gráfico de los residuos si existen algunos datos atípicos que puedan estar influenciando el resultado del modelo.



Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1963, 1965, 1966, 1968, 1971, 1977, 1982, 1996, 1997 y 2001. Ajustando el modelo con los atípicos encontrados, puede apreciarse que existe al menos una relación de cointegración, como se observa en la siguiente salida.

Date: 03/08/21 Time: 12:35
 Sample (adjusted): 1960 2001
 Included observations: 42 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LALTGRAL LSR LPBIPC
 Exogenous series: D(FE>=196300) D(FE>=196500) D(FE>=196600) D(FE>=196800)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.527198 | 46.52548 | 29.79707 | 0.0003 |
| At most 1 | 0.273709 | 15.06418 | 15.49471 | 0.0580 |
| At most 2 | 0.038121 | 1.632391 | 3.841466 | 0.2014 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.527198 | 31.46130 | 21.13162 | 0.0013 |
| At most 1 | 0.273709 | 13.43179 | 14.26460 | 0.0674 |
| At most 2 | 0.038121 | 1.632391 | 3.841466 | 0.2014 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ahora realizamos los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, para obtener el resultado final de la dinámica de largo plazo.

| Significación Alfas-modelo ingreso | | | Significación Betas-modelo ingreso | | |
|------------------------------------|---------------|-------------|------------------------------------|---------------|-------------|
| Variable | Chi-square(1) | Probability | Variable | Chi-square(1) | Probability |
| laltgral | 7,962805 | 0,004775 | laltgral | 0,70808 | 0,400082 |
| lsr | 0,002879 | 0,957212 | lsr | 11,75616 | 0,000606 |
| lpibpcidh | 1,585456 | 0,207977 | lpibpc | 11,51936 | 0,000689 |

Fuente: elaboración propia

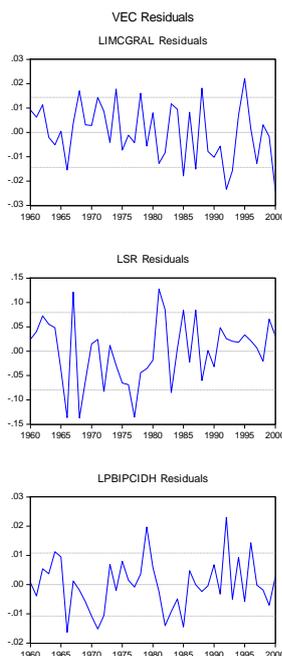
Como se puede apreciar en los cuadros de resultados de los tests de exogeneidad y exclusión, las variables son significativas, excepto la altura (no significativa). El modelo planteado para evaluar las variables del ingreso no arroja resultados que se condicen con la literatura. Este fenómeno estaría influenciado por el tamaño de la muestra y, en principio, no tiene una solución metodológica general más allá que agrandar el tamaño de la muestra.

b) IMC

El modelo lo planteamos como un VAR que tiene a la variable IMC contra las variables de ingreso per cápita y salario real, que se puede ver como el modelo (8) y los resultados en la ecuación (8.1).

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lsr} + \beta_2 \text{lpibpcidh} + \varepsilon \quad (8)$$

Analizando la estructura de lags, se incluyen cuatro los lags para modelizar. Con referencia a los residuos del modelo, podemos ver que se acepta significativamente la normalidad. Pero viendo el gráfico de éstos, se aprecian algunos datos atípicos que sobresalen, y podrían estar afectando al modelo.



VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 04/02/21 Time: 11:09
 Sample: 1955 2001
 Included observations: 41

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.139537 | 0.133049 | 1 | 0.7153 |
| 2 | -0.414599 | 1.174595 | 1 | 0.2785 |
| 3 | 0.126580 | 0.109487 | 1 | 0.7407 |

Joint 1.417131 3 0.7015

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 2.239023 | 0.989272 | 1 | 0.3199 |
| 2 | 3.032150 | 0.001766 | 1 | 0.9665 |
| 3 | 2.992798 | 8.86E-05 | 1 | 0.9925 |

Joint 0.991126 3 0.8034

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 1.122320 | 2 | 0.5705 |
| 2 | 1.176361 | 2 | 0.5553 |
| 3 | 0.109576 | 2 | 0.9467 |

Joint 2.408257 6 0.8786

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Sobresalen los datos atípicos en los años 1966, 1967, 1968, 1971, 1977, 1979, 1982 y 1992. Ajustando el modelo con los atípicos encontrados, puede apreciarse que existe al menos una relación de cointegración, como se observa en la siguiente salida.

Sample (adjusted): 1960 2000
 Included observations: 41 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LIMCGRAL LSR LPBIPCIDH
 Exogenous series: D(FE>=196600) D(FE>=196700) D(FE>=196800) D(
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.631714 | 46.32024 | 29.79707 | 0.0003 |
| At most 1 | 0.115513 | 5.365554 | 15.49471 | 0.7688 |
| At most 2 | 0.008086 | 0.332888 | 3.841466 | 0.5640 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.631714 | 40.95469 | 21.13162 | 0.0000 |
| At most 1 | 0.115513 | 5.032665 | 14.26460 | 0.7377 |
| At most 2 | 0.008086 | 0.332888 | 3.841466 | 0.5640 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Vector Error Correction Estimates
 Date: 04/02/21 Time: 11:24
 Sample (adjusted): 1960 2000
 Included observations: 41 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 A(1,1)=0, A(2,1)=0, B(1,1)=1
 Convergence achieved after 5 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(2) 3.317762
 Probability 0.190352

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|-------------------|--|
| LIMCGRAL(-1) | 1.000000 |
| LSR(-1) | -0.014953 (0.00843) [-1.77384] |
| LPBIPCIDH(-1) | 0.457838 (0.04561) [10.0387] |
| C | -2.735070 |
| Error Correction: | D(LIMCGRAL) D(LSR) D(LPBI PCID) |
| CointEq1 | 0.000000 0.000000 -0.841163 (0.00000) (0.00000) (0.15114) [NA] [NA] [-5.56545] |

Ahora realizamos los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, para obtener el resultado final de la dinámica de largo plazo.

Significación Alfas-modelo ingreso IMC

| Variable | Chi-square(1) | Probability |
|-----------|---------------|-------------|
| IIMCgral | 1,197395 | 0,273843 |
| lsr | 0,570033 | 0,450246 |
| lpibpcidh | 34,713330 | 0,000000 |

Fuente: elaboración propia

Significación Betas-modelo ingreso IMC

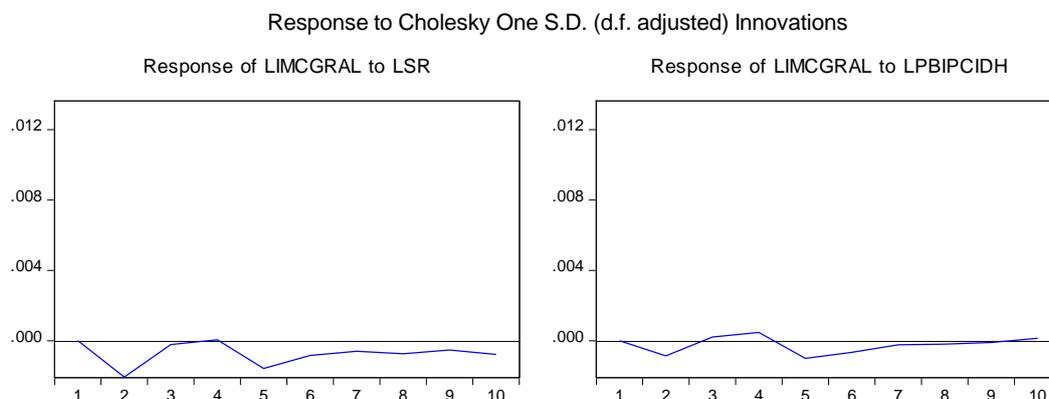
| Variable | Chi-square(1) | Probability |
|-----------|---------------|-------------|
| IIMCgral | 31,68535 | 0,000000 |
| lsr | 4,309058 | 0,037910 |
| lpibpcidh | 27,42194 | 0,000000 |

Fuente: elaboración propia

Los resultados de los tests de exogeneidad y exclusión muestran que las variables son significativas. La dinámica de largo plazo está definida por (8.1).

$$\text{LnIMC}_{\text{gral}} = 2.73 + (0.014)\text{lsr} + (-0.457)\text{lpibpcidh} \quad (8.1)$$

Las funciones impulso-respuesta del modelo, muestran como el efecto se va agotando en el tiempo, se exponen a continuación:



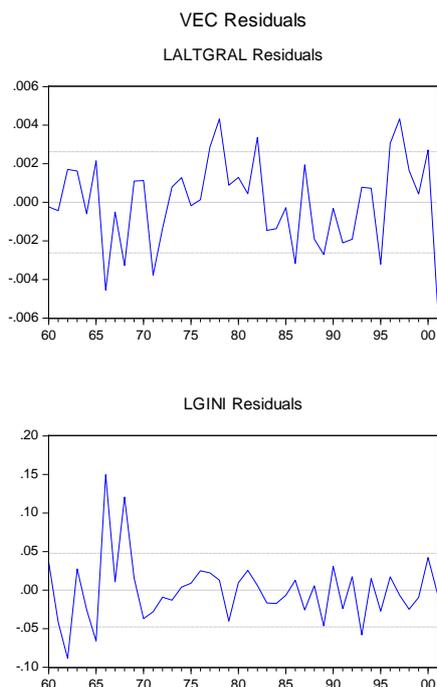
Modelo distribución

a) Altura

En este modelo estimamos cómo responde la altura de la población frente a los indicadores de distribución. Esto incluye únicamente variables de distribución, y lo denominamos “modelo distribución”, que expone a la altura general con el índice de Gini:

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = \beta_1 \text{lgini} + \varepsilon \quad (9)$$

Se incluyen cuatro lags para modelizar con corrección de errores. Visualizando los residuos del modelo, aplicando test de normalidad, vemos que existe de manera significativa la aceptación de normalidad conjunta. No obstante, este resultado, vamos a ver en el gráfico de los residuos si existen algunos datos atípicos que puedan estar influenciando el resultado del modelo.



VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 03/31/21 Time: 12:57
 Sample: 1955 2001
 Included observations: 42

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob.* |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.291213 | 0.593637 | 1 | 0.4410 |
| 2 | 0.878041 | 5.396695 | 1 | 0.0202 |
| Joint | | 5.990331 | 2 | 0.0500 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 2.624802 | 0.246354 | 1 | 0.6197 |
| 2 | 4.778932 | 5.538047 | 1 | 0.0186 |
| Joint | | 5.784401 | 2 | 0.0555 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 0.839990 | 2 | 0.6570 |
| 2 | 10.93474 | 2 | 0.0042 |
| Joint | 11.77473 | 4 | 0.0191 |

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1966, 1968, 1971, 1997 y 2001. Ajustando el modelo con los atípicos encontrados, puede apreciarse que existe al menos una relación de cointegración, como se observa en la siguiente salida.

Sample (adjusted): 1960 2001
 Included observations: 42 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LALTGRAL LGINI
 Exogenous series: D(FE>=196600) D(FE>=196800) D(FE>=197100) D(FE>=199700) D(FE>=200100)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None | 0.296130 | 15.20256 | 15.49471 | 0.0553 |
| At most 1 | 0.010746 | 0.453759 | 3.841466 | 0.5006 |

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.296130 | 14.74880 | 14.26460 | 0.0419 |
| At most 1 | 0.010746 | 0.453759 | 3.841466 | 0.5006 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/31/21 Time: 13:07
 Sample (adjusted): 1960 2001
 Included observations: 42 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

A(2,1)=0, B(1,1)=1
 Convergence achieved after 13 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 2.700750
 Probability 0.100301

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | |
|-------------------|--------------------------------------|-------------------------------|
| LALTGRAL(-1) | 1.000000 | |
| LGINI(-1) | 0.030507 (0.00881) [3.46430] | |
| C | -0.507612 | |
| Error Correction: | D(LALTGRAL) | D(LGINI) |
| CointEq1 | -0.290107 (0.09568) [-3.03207] | 0.000000 (0.00000) [NA] |

Ahora realizamos los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, para obtener el resultado final de la dinámica de largo plazo.

| Significación Alfas-modelo distribución | | | Significación Betas-modelo distribución | | |
|---|---------------|-------------|---|---------------|-------------|
| Variable | Chi-square(1) | Probability | Variable | Chi-square(1) | Probability |
| laltgral | 9,489021 | 0,002067 | laltgral | 4,394855 | 0,036048 |
| lgini | 2,700747 | 0,100301 | lgini | 14,281 | 0,000157 |

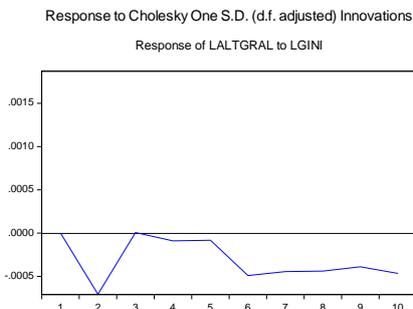
Fuente: elaboración propia

Fuente: elaboración propia

Como se puede observar en los cuadros de resultados de los tests de exogeneidad y exclusión, las variables son significativas, el modelo también es significativo, y el índice de Gini está en el límite de significación para el test de endogeneidad, por tanto aceptamos el modelo.

$$\text{LnAlt}_{\text{gral}} = 0.5 + (-0.03)\text{lgini} \quad (9.1)$$

Al realizar las funciones impulso-respuesta del modelo, obtenemos la siguiente salida gráfica:



b) Coeficiente de variación

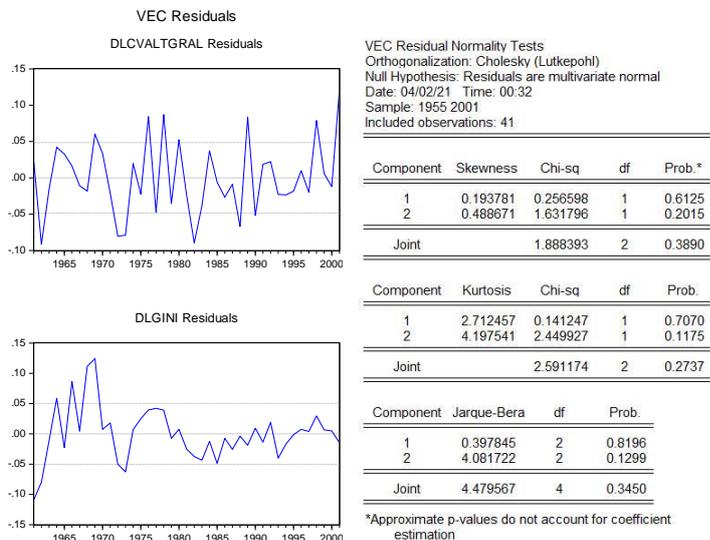
Se modeliza un VAR con el coeficiente de variación de las alturas y el Índice de Gini, presentándolo de la siguiente manera:

$$\text{Lcvaltgral} = \beta_1 \text{Lngini} + \varepsilon \quad (10)$$

Los resultados para la inclusión de los lags para modelizar con corrección de errores arrojan que se deben utilizar cuatro lags. Adicionalmente, diferenciamos ambas series. Teniendo esto en cuenta se realiza el VEC, para estudiar la cointegración de las variables del modelo. Existe al menos una relación de cointegración en el modelo planteado.

Se observa en el gráfico de los residuos si existen algunos datos atípicos que puedan estar influenciando el resultado del modelo. Los datos atípicos que sobresalen en las variables corresponden a los años 1961, 1966, 1969, 1973, 1982 y 2001. Por tal motivo se procede al tratamiento adecuado para ajustar el modelo.

Realizando un nuevo VEC sin los datos atípicos identificados, los resultados se muestran a continuación, comenzando con el test de normalidad.



Ahora realizamos los contrastes de exogeneidad y exclusión para el modelo, para obtener el resultado final de la dinámica de largo plazo.

Significación Alfas-modelo CValt vs Gini

| Variable | Chi-square(1) | Probability |
|------------|---------------|-------------|
| lcvaltgral | 2,797184 | 0,094430 |
| lgini | 17,065050 | 0,000036 |

Fuente: elaboración propia

Significación Betas-modelo CValt vs Gini

| Variable | Chi-square(1) | Probability |
|------------|---------------|-------------|
| lcvaltgral | 8,891976 | 0,002864 |
| lgini | 16,25082 | 0,000055 |

Fuente: elaboración propia

Sample (adjusted): 1961 2001
Included observations: 41 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: DLCVALTGRAL DLGINI
Exogenous series: D(FE>=196400) D(FE>=196600) D(FE>=196900) D(
Warning: Critical values assume no exogenous series
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.434928 | 26.69119 | 15.49471 | 0.0007 |
| At most 1 | 0.077071 | 3.288334 | 3.841466 | 0.0698 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.434928 | 23.40285 | 14.26460 | 0.0014 |
| At most 1 | 0.077071 | 3.288334 | 3.841466 | 0.0698 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

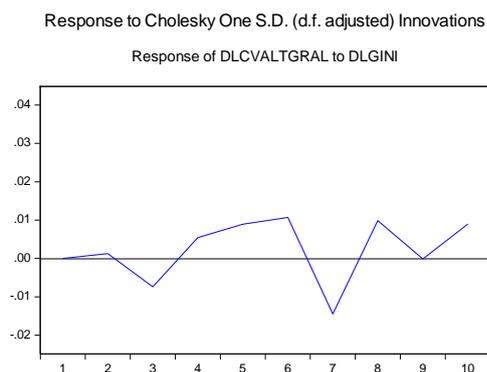
Vector Error Correction Estimates

Date: 04/02/21 Time: 01:06
Sample (adjusted): 1961 2001
Included observations: 41 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | |
|-------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|
| DLCVALTGRAL(-1) | 1.000000 | |
| DLGINI(-1) | -0.900284 (0.22655) [-3.97397] | |
| C | 0.009326 | |
| Error Correction: | D(DLCVALT) | D(DLGINI) |
| CointEq1 | -0.779662 (0.54099) [-1.44118] | 1.822893 (0.45481) [4.00804] |

$$dlcvaltgral = 0,0093 + (0,9)dlgini \quad (10.1)$$

Como se puede apreciar en los cuadros de resultados de los tests de exogeneidad y exclusión, las variables son significativas. A continuación, se expone la función impluso-respuesta del modelo:



Anexo IV Fuentes de datos.

Variables

Índice de desarrollo humano: Camou y Maubrigades (2005), De esta fuente se obtiene, también, los componentes, a saber, IDH, esperanza de vida al nacer, PIB per cápita y nivel educativo. Información extraída de la web: https://cienciassociales.edu.uy/wp-content/uploads/2019/12/idh_idg.xlsx Consultada el 5/8/20.

Alturas: Registros administrativos de las FF.AA. (2020). Datos recopilados del Departamento N°1 del Ejército Nacional, Departamento de Recursos Humanos de la Fuerza Aérea.

Índice de masa corporal: Registros administrativos de las FF.AA. (2020). Datos recopilados de Departamento N°1 del Ejército Nacional, Departamento de Recursos Humanos de la Fuerza Aérea.

Índice de Salario Real: se utiliza una serie elaborada en base a Williamson (1999), Bértola *et al.* (1999), y el INE, tomando el periodo 1955-2001 (el año base es 1913=100). Información suministrada por el grupo de Historia Económica, IECON-DE-FCEA-Udelar.

Tasas de matriculación: INE, <https://www.ine.gub.uy/web/guest/educacion>. Primaria, secundaria y terciaria. Consulta 9/3/2021.

Tasa mortalidad infantil: INE, <https://www.ine.gub.uy/web/guest/indicadores-demograficos1> Consulta 9/3/2021.

Tasa bruta de mortalidad: INE, <https://www.ine.gub.uy/web/guest/indicadores-demograficos1>: Consultado el 9/3/2021.

Índice de Gini: La serie del índice fue construida en dos tramos que se detallan a continuación. 1955-1981: Bértola (2005); 1982-2001 Alves *et al.* (2012). Información suministrada por el grupo de Historia Económica, IECON-DE-FCEA-UdelaR.