



UNIVERSIDAD NACIONAL
de MAR DEL PLATA



FACULTAD de CIENCIAS
ECONÓMICAS y SOCIALES

***Índices de precios regionales
estimados a partir de sistemas de
demanda.***

***Argentina
2017-2018***

Pérez Guerra, Juan José Jesús

Tesina de Grado

Licenciatura en Economía

Mar del Plata, Abril 2021

***Índices de precios regionales
estimados a partir de sistemas de
demanda.***

***Argentina
2017-2018***

Pérez Guerra, Juan José Jesús

Tesina de Grado

Licenciatura en Economía

Directora: Dra. Berges, Miriam E.

Co-Directora: Dra. Echeverría, Lucia

Comité Evaluador:

Dra. Berges, Miriam E.

Dra. Calá, Carla Daniela

Lic. Errea, Damián

AGRADECIMIENTO

Con este trabajo, finaliza mi carrera de grado, un camino que no hubiera podido atravesar sin el apoyo de mucha gente a la cual quiero agradecer, por formar parte tanto de esta tesis como de mi paso por la vida universitaria. En esta experiencia, que se puede describir como una montaña rusa de emociones, llena de momentos satisfactorios como agobiantes, que me permitió crecer tanto personal como profesionalmente, en el cual estuve acompañado por un montón de gente maravillosa que me ayudo y aconsejo en cada momento.

A mis padres que siempre me apoyaron e hicieron todo lo posible por mi educación, con todos sus gestos por más pequeños que sean a lo largo de estos 5 años que hicieron mi vida mucho más sencilla para que me pueda centrar en mis estudios.

A mi hermana, que cuando era chiquito me enseñó a pensar por mí mismo, buscando mis propias soluciones a los problemas y dándome una mirada crítica.

A mis compañeros y amigos de la facultad, Carla, Delfina, Franco, Manuela, Martina, Mercedes y Nicolás, con los cuales pasamos juntos esta etapa, algún más rápido, otros más lentos, pero es un camino que hicimos juntos.

A Miriam y Lucia, que me acompañaron a lo largo de todo el recorrido que conlleva escribir un tesis, con sus consejos y tiempo.

A Nicola por brindarme las herramientas que permitieron la elaboración de esta tesis.

A la Universidad Nacional de Mar del Plata y todas las personas que la componen, a quienes debo mi formación. Particularmente a todos los integrantes de las cátedras de Matemática Financiera y Microeconomía 1, de las cuales forme parte y me permitieron ver el aula y la educación desde otra perspectiva. Al grupo de investigación de Economía Agraria, con los cuales tuvimos varios proyectos a lo largo de estos años, en los que pude ver un lugar distinto tanto de la carrera como de la universidad.

ÍNDICE

AGRADECIMIENTO	3
ÍNDICE.....	4
LISTA DE FIGURAS.....	5
LISTA DE TABLAS.....	5
RESUMEN	7
ABSTRACT	8
INTRODUCCIÓN	9
CAPÍTULO I: MARCO TEÓRICO	12
I.1 DIFERENCIAS DE PRECIOS REGIONALES	12
I.1.1 Determinantes de las Diferencias de Precios.....	13
I.1.2 Convergencia de los Precios.....	15
I.1.3 Metodologías Empleadas	16
I.2 TEORÍA MICROECONOMICA DE LA DEMANDA	18
I.2.1 Elección del Consumidor	18
I.2.2 Propiedades de las Funciones de Demanda.....	20
I.3 TEORÍA DE LA DEMANDA E ÍNDICES DE PRECIOS.....	21
I.3.1 Laspeyres y Paasche	21
I.3.2 Cálculo del Índice de Costo de Vida mediante estimación de Sistemas de Demanda	23
I.3.2.a Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)	25
I.3.2.b Incorporación de las Variables Demográficas	26
I.4 ANTECEDENTES	27
I.4.1 Antecedentes Metodológicos	27
I.4.2 Antecedentes en la Argentina.....	28
I.5 HIPÓTESIS	29
CAPÍTULO II: DATOS	30
III.1 FUENTE DE DATOS.....	30
III.2 ANÁLISIS DESCRIPTIVO	31
III.2.1 Análisis descriptivo de los hogares por región.....	31
III.2.2 Análisis descriptivo del gasto por región	34
CAPÍTULO III: METODOLOGÍA	38
II.1 ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE DEMANDA	38

II.1.1 Variables empleadas	38
II.1.2 Especificación del sistema	39
II.1.2.a Cálculo de los índices de precios	40
II.2 PSEUDO VALORES UNITARIOS.....	41
II.2.1 ¿Cómo calcular los Pseudo Valores Unitarios?	41
II.3 CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN.....	45
II.4 CORRECCIÓN POR ENDOGENEIDAD.....	48
CAPÍTULO IV: RESULTADOS.....	49
IV.1 PSEUDO VALORES UNITARIOS	49
IV.2 ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE DEMANDA.....	54
IV.3 CÁLCULO DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS REGIONALES.....	56
IV.3.1 Comparación con los Índices del INDEC.....	58
IV.4 COMPARACIÓN DEL NIVEL DE BIENESTAR.....	59
IV.4.1 Comparar Ingresos	60
CAPÍTULO: CONCLUSIONES.....	62
BIBLIOGRAFÍA.....	64
ANEXOS	67

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Ingreso y costos de la canasta de bienes en zonas urbanas de China, año 2000	14
Figura 2: Teoría de la Demanda Neoclásica: Dualidad.....	20
Figura 3: Índice de Laspeyres y verdadero índice de costo de vida	21
Figura 4: Índice de Paasche y verdadero índice de costo de vida.....	22
Figura 5: Funciones de demanda, costo y utilidad indirecta.....	23
Figura 6: Pseudo valores unitarios por región para las categorías de gasto, trimestre octubre – diciembre 2018	54
Figura 7: Evolución de los índices de Índices de precios con total país como base, octubre 2017 a diciembre 2018.....	60

LISTA DE TABLAS

Tabla 1: Tendencia observada en la diferencia de precios entre 1963 y 1985, en estados de India, analizados de a pares.	16
Tabla 2: Composición de las distintas regiones en la Argentina	28

Tabla 3: Índices de precios trimestrales por región de Argentina, octubre 2017 - diciembre 2018.....	29
Tabla 4: Descripción de la composición de los hogares por región	31
Tabla 5: Proporción de hogares agrupados por edad del jefe del hogar, de acuerdo al género, por región	32
Tabla 6: Proporción de hogares de acuerdo al nivel de educación del jefe del hogar, por región	33
Tabla 7: Ingreso y gasto per cápita promedio de los hogares por región a precios corrientes .	34
Tabla 8: Porcentaje de hogares que registran consumo en cada una de las categorías de gasto de la ENGHo por región.....	35
Tabla 9: Gasto promedio de los hogares en cada una de las doce divisiones de la ENGHo por región	36
Tabla 10: Proporción de gastos cero para cada una de las categorías de la ENGHo	45
Tabla 11: Pseudo valores unitarios obtenidos por región para las distintas categorías de gasto	50
Tabla 12: Pseudo R2 del sistema de demanda QUAIDS	55
Tabla 13: Costo de vida por región y por trimestre para alcanzar el nivel de utilidad de referencia	57
Tabla 14: Índices de precios regionales	57
Tabla 15: Índices de precios regionales con el primer trimestre de Noreste como año base....	58
Tabla 16: Índices de precios por región con el último trimestre de 2017 como base	59
Tabla 17: Porcentaje de hogares con un ingreso superior al costo	59
Tabla 18: Índices de precios con total país como base	60
Tabla 19: Ingreso per cápita deflactado e ingreso nominal de los hogares por región	61
Tabla 20: Coeficientes estimados al regresar el logaritmo del gasto por todas las variables explicativas del modelo, con logaritmo del ingreso como variable instrumental	67
Tabla 21: Coeficientes α_i , β_i , λ_i y ϵ_i estimados del sistema de demanda QUAIDS	68
Tabla 22: Ponderadores correspondientes a la ENGHo 2017/2018	70
Tabla 23: Ponderadores empleados por el INDEC en el cálculo del IPC	70
Tabla 24: Costo de vida, Ingresos e Índice de Precios por provincia.	71

RESUMEN

Este estudio calcula la paridad de poder adquisitivo regional en Argentina, utilizando datos de consumo de los hogares (ENGHo 2017/2018) y pseudo valores unitarios estimados previamente, para comparar el nivel de vida entre las distintas regiones del país. La metodología empleada se basa en el concepto del verdadero índice de costo de vida de Konüs, que compara el valor monetario de dos canastas de bienes, bajo el supuesto que ambas combinaciones generan el mismo nivel de satisfacción. Para ello, se estima un sistema de demanda completa del tipo QUAIDS (*Quadratic Almost Ideal Demand System*).

Los resultados indican que hay una gran diferencia en el costo de vida entre las distintas regiones de la Argentina y que las mismas son de carácter permanente más que transitorio. Las regiones Metropolitana y Patagonia poseen los mayores costos de vida, mientras que el Noreste presenta los menores, la diferencia entre ambos extremos es de más del 30%. Por otro lado, se encontró que las regiones con mayores ingresos son las que poseen mayores costos de vida.

Palabras claves:

COMPARACIONES DE BIENESTAR– INDICES DE PRECIOS REGIONALES– COSTO DE VIDA–
PSEUDO PRECIOS IMPLICITOS – SISTEMAS DE DEMANDA– SISTEMA QUAIDS

ABSTRACT

This study calculates regional purchasing power parity in Argentina, based on the household consumption database (ENGHo 2017/2018) and previously estimated pseudo unit values, to compare the standard of living between the different regions of the country. The methodology used is based on the concept of the true cost of living index introduced by Konüs, which compares the monetary value of two baskets of goods, under the assumption that both combinations generate the same level of satisfaction. For this, a complete QUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System) demand system is estimated.

The results indicate that there is a great difference in the cost of living between the different regions of Argentina and that they are permanent rather than transitory. The Metropolitan and Patagonia regions have the highest costs of living, while the Northeast has the lowest; the difference between both extremes is more than 30%. Also, it was found that the regions with the highest income are those with the highest costs of living.

Keywords:

WELFARE COMPARISONS - REGIONAL PRICE INDEX - COST OF LIVING - PSEUDO UNIT VALUES - DEMAND SYSTEMS - QUAIDS SYSTEM

INTRODUCCIÓN

El bienestar de los individuos abarca tanto aspectos subjetivos como objetivos. Esta investigación, sin embargo, se centra en los aspectos materiales del mismo y de acuerdo con la tradición neoclásica, se relaciona con precios e ingresos. De acuerdo con la teoría de la demanda, el nivel de utilidad o satisfacción que alcanza una persona va a depender de su consumo el cual va a estar sujeto a una restricción presupuestaria, que va a depender de su ingreso y los precios a los que se enfrentan.

La información sobre los precios de los bienes constituye un insumo fundamental para el análisis económico y las comparaciones de bienestar. Esta información es necesaria para examinar cómo se han modificado los niveles de vida de la población, computando ingresos per cápita a precios constantes de cada período, o para comparar los niveles de vida entre regiones del país, computando ingresos per cápita en cada provincia, corregidos por diferencias regionales de precios. Por lo que, la ausencia de datos sobre variaciones de precio de corte transversal entre regiones de un país es un gran obstáculo a la hora de realizar comparaciones de bienestar entre hogares en el mismo periodo de tiempo (Slesnick, 1998).

Los que diseñan políticas con la intención de reducir la pobreza, ven a la desigualdad del ingreso como uno de los aspectos centrales sobre los que actuar. Sin embargo, existe evidencia de que dentro de un país existen diferencias en los precios y que las mismas son de carácter permanente más que transitorio (Roos, 2006). Bajo estas condiciones, comparar ingresos nominales se vuelve inapropiado para medir la pobreza. Por ejemplo, Brandt y Holtz (2006), reportaron para China, que los estimadores de desigualdad eran sensibles al uso de deflatores de precios regionales. En los últimos años, el cálculo de precios regionales ha adquirido relevancia, debido al creciente interés generado por diversos autores, como por ejemplo Coondoo y Saha (1990), Coondoo, Majumder y Ray (2004), Coondoo, Majumder y Chattopadhyay (2011), Majumder, Ray y Sinha (2015) para India, Deaton y Dupriez (2011) para India y Brasil, Aten y Menezes (2002) para Brasil, Mishra y Ray (2014) para Australia, Gomez-Tello, Diaz-Minguela y Martínez-Galarraga (2018) para España, Montero, Laureti y Minguéz (2019) y Menon, Perali y Tommasi (2019) para Italia, los cuales encontraron evidencia de diferencias de precios dentro de los países analizados. La mayor parte de estos trabajos, abordan el tema debido a la necesidad de calcular ingresos que sean válida y homogéneamente comparables.

Una de las grandes dificultades a la hora de analizar las variaciones en los precios, es que en la economía hay una gran variedad de precios que no necesariamente se comportan de la misma forma. Por lo tanto, a los efectos de comparar los precios de dos periodos de tiempo, o dos regiones distintas, pueden emplearse índices de costo de vida que sintetizan o reducen un conjunto de precios a un único número (Deaton y Muellbauer, 1980). Estos índices, reflejan el costo asociado a alcanzar un mismo nivel de bienestar en dos situaciones de precios

distintas. Por otro lado, como los hogares difieren en tamaño, nivel de educación, composición etaria, hábitos; etc., se esperaría que también difieran en sus patrones de consumo (Deaton y Muellbauer, 1980), por lo que no todos los hogares van a sufrir las consecuencias de los aumentos de los precios de la misma forma.

En el cálculo del verdadero índice de costo de vida (TCLI), se compara el valor monetario de dos combinaciones diferentes de bienes, que están conectadas bajo el supuesto de que ambas combinaciones generan el mismo nivel de satisfacción (Konüs 1939). Para ello, es necesario conocer las combinaciones de canastas de bienes que generan el mismo nivel de satisfacción cuando son consumidos (Konüs, 1939). Lo cual, es posible determinar a través de la estimación de un sistema de demanda.

Teniendo en cuenta lo planteado anteriormente, este trabajo propone indagar sobre las siguientes preguntas de investigación: ¿Cómo varían los patrones de consumo de los hogares entre las distintas regiones de la Argentina? ¿Qué tanto varían los precios entre regiones? ¿Se presenta el mismo nivel de bienestar en todo el territorio argentino? ¿Cómo es la diferencia de costos de vida en las regiones de Argentina?

En función de estas preguntas, los objetivos de la investigación son:

Objetivo general:

- Contribuir al análisis de los niveles de bienestar regionales a partir de la construcción de un índice de precios regional.

Objetivos particulares:

1. Describir los patrones de consumo de los hogares por región
2. Computar pseudo valores unitarios para cada rubro de gasto de la ENGHo
3. Estimar un sistema de demanda incluyendo los pseudo precios implícitos obtenidos previamente.
4. Calcular el índice de precios regionales a partir de la estimación del sistema de demanda.
5. Comparar por región el nivel de bienestar.

Este trabajo proveerá información relevante para el análisis de bienestar de los hogares, con posibilidad de emplearse en distintas aplicaciones. En primer lugar, a partir de los resultados se podrá comparar el costo de vivir en distintas regiones de Argentina, tal como se efectúa en esta investigación. En segundo lugar, se podrían construir líneas de pobreza regionales, valorizando las disparidades espaciales de los precios y, si los resultados fuesen similares a los calculados por el INDEC, se podría replicar el análisis para años anteriores, obteniendo una serie consistente de información. Es decir, que el principal aporte de este trabajo consiste en brindar una herramienta muy necesaria en todo análisis que requiera comparar valores monetarios en un país, como el nuestro, en el que los precios difícilmente se mantienen constantes.

Estas mediciones del costo de vida por regiones son especialmente relevantes por su potencial de ser aplicadas en los períodos previos al 2017, año en el que INDEC comienza a calcular el IPC desagregado por regiones del país. Hasta ese momento el IPC se obtenía del relevamiento de precios realizado en la ciudad de Buenos Aires y el costo de vida en esa ciudad no reflejaba aceptablemente los costos de vivir en el norte del país o en la Patagonia, no sólo porque los precios de los mismos bienes pueden diferir, sino porque las canastas de consumo en cada una de las regiones también difieren en su composición.

A partir de los resultados, podrían discutirse y reformular las políticas económicas, ya que al poder comparar valores monetarios entre las distintas regiones del país, se podría buscar un uso más eficiente y justo de los recursos del Estado. Por ejemplo, si el costo de vivir en la región de Cuyo fuera mayor que el del resto del país debería darse un aumento en las transferencias del Estado, como la Asignación Universal por Hijo, para considerar dicha diferencia. Este uso, cobra relevancia si se tiene en cuenta el déficit fiscal histórico que tiene el Estado argentino.

Esta investigación se organiza en cinco capítulos. En el primero, se presenta el marco teórico, en donde se analiza la evidencia empírica sobre las diferencias de precio dentro de los países, junto con los determinantes que parecen causarlas. Luego, se explica cómo se puede aplicar la teoría microeconómica de la demanda para construir índices de precios, mediante la estimación de un sistema de demanda completo, que permita medir dichas diferencias. Adicionalmente, se analizan los antecedentes metodológicos por un lado y los antecedentes empíricos en la Argentina en el otro, finalizando con las hipótesis de investigación.

En el segundo capítulo, se detalla la fuente de datos a utilizar y se realiza un análisis descriptivo de la base de datos, en particular de los hogares, el objeto de estudio de esta investigación, y del gasto de los mismos, haciendo hincapié en las diferencias entre las distintas regiones de la Argentina. Posteriormente, en el tercer capítulo, se especifica la forma funcional del sistema a estimar, implementando un sistema del tipo QUAID con la incorporación de las variables demográficas con el método de Gorman. A continuación, se detalla la forma de calcular los índices de precio, a partir de los resultados obtenidos. Luego, se explica cómo se calcularon los pseudo valores unitarios que permiten obtener la información de precios necesaria para efectuar la estimación. Por último, se especifican las correcciones realizadas para evitar sesgo, causado por el exceso de gastos ceros, y endogeneidad.

A continuación, el cuarto capítulo presenta los resultados. En primer lugar, se detallan los pseudo valores unitarios, que van a ser utilizados en la estimación. Luego, los resultados de la estimación junto con los coeficientes obtenidos. A partir de ellos, se calculan los costos de vida y los índices de precios espaciales para las distintas regiones. Por último, se utilizan estos índices de precios para poder comparar el nivel de bienestar a lo largo de todo el territorio argentino. En el último capítulo, se presentan las principales conclusiones que se desprenden de los resultados, se discuten las hipótesis propuestas y se analizan las futuras líneas de investigación.

CAPÍTULO I: MARCO TEÓRICO

I.1 DIFERENCIAS DE PRECIOS REGIONALES

El nivel de bienestar de los individuos incluye tanto aspectos objetivos como subjetivos que aproximan su calidad de vida pero, dado que estos últimos no son observables, su medición generalmente se centra en los aspectos materiales. De esta forma, el consumo de una determinada cantidad de bienes, determina el nivel de satisfacción o de bienestar de una familia y, el valor monetario de dichos bienes referencia el costo de vida (Konüs, 1939). De ahí que, los precios tienen gran impacto en el bienestar de las personas, que junto con el ingreso forman la restricción presupuestaria que limita su nivel de consumo.

La medición de las diferencias en los niveles de precios al consumidor a lo largo del tiempo, en regiones o grupos de población es importante por una variedad de razones, incluida la implementación de políticas en los negocios y en el gobierno (Coondoo, Majumder y Ray, 2004). A los efectos de comparar los precios de dos periodos de tiempo, o dos regiones distintas, pueden emplearse índices de costo de vida que sintetizan o reducen un conjunto de precios a un único número (Deaton y Muellbauer, 1980). Dichos índices suelen ser construidos por las autoridades estadísticas en todos los países. El principal índice de precios es generalmente el índice de precios del consumidor. Estos índices, adecuadamente definidos, miden las diferencias en los niveles de precios al consumidor, que son esenciales para comparar el ingreso real o el nivel de vida a lo largo del tiempo, en todas las regiones o en grupos de población bien definidos (Coondoo, Majumder y Ray, 2004).

El análisis de los precios, es un área importante en la economía, dado su rol central en el análisis de bienestar. Si bien, se requieren cifras sobre la inflación y el costo de vida para las comparaciones temporales del nivel de vida de un país y para ajustar las líneas de pobreza a lo largo del tiempo, dicha información también es esencial en las comparaciones espaciales de precios dentro de los países (Majumder, Ray y Sinha 2015). Pero, a pesar que el cálculo y el uso de los índices de precio están extendidos, la comparación de precios en niveles entre distintas localidades no son usualmente posibles (Brandt y Holz, 2006).

Al existir evidencia de que aun dentro de un país las diferencias de precios son comunes y de carácter permanente más que transitorios (Roos, 2006), comparar ingresos nominales se vuelve inapropiado para medir la pobreza. Estas desviaciones de la paridad de poder adquisitivo no solo son importantes desde un punto de vista teórico. Niveles de precios regionales diferentes, indican diferencias en los costos de vida regionales y esto tiene implicancias sobre los resultados en términos de nivel de bienestar (Roos, 2006). Esta diferencia implica que la comparación del poder adquisitivo relativo de los ingresos entre regiones, no deflactados espacialmente, estarán sesgados (Brandt y Holz, 2006).

El principal propósito de usar deflatores espaciales para examinar el impacto de las diferencias de los precios entre regiones es comparar el poder de compra de los ingresos en las distintas regiones (Brandt y Holz, 2006). Estas comparaciones, no solo dan idea sobre variaciones en el nivel de precios al consumidor en todas ellas, también son esenciales para estudios del nivel de vida relativo (Coondoo y Saha, 1990).

Mientras proyectos como *International Comparisons Project* (ICP) de las Naciones Unidas, han concentrado su atención y sus recursos en las diferencias de precios entre los países, calculando la verdadera paridad de poder adquisitivo de la moneda de un país, casi no se ha puesto atención a las diferencias de precios espaciales dentro de los países, con el consiguiente descuido de la medición de la "paridad de compra regional" (RPP). Por lo que, se estaría suponiendo en el cálculo de la paridad de poder adquisitivo, que la moneda de un país tiene el mismo poder de compra en todas las regiones (Menon *et al.*, 2019).

De esta forma, todos los países ya sean grandes o pequeños, son tratados como una única entidad, a pesar que las diferencias de precios dentro de grandes y heterogéneos países como Brasil, China, India e Indonesia, pueden ser mayores que las diferencias entre pequeños países (Majumder *et al.*, 2015). Esto ha llevado a la aparición de nueva literatura, sobre las diferencias espaciales de precios dentro de los países que se ha concentrado en los más grandes y heterogéneos como los mencionados. En ellos, las preferencias de la población difieren, impulsadas por su diversidad étnica y cultural entre regiones, dando lugar a diferencias espaciales de precios dentro del país, que a menudo se ignoran en proyectos como el ICP. Sin embargo, esta literatura es aún incipiente (Mishra y Ray, 2014).

1.1.1 Determinantes de las Diferencias de Precios

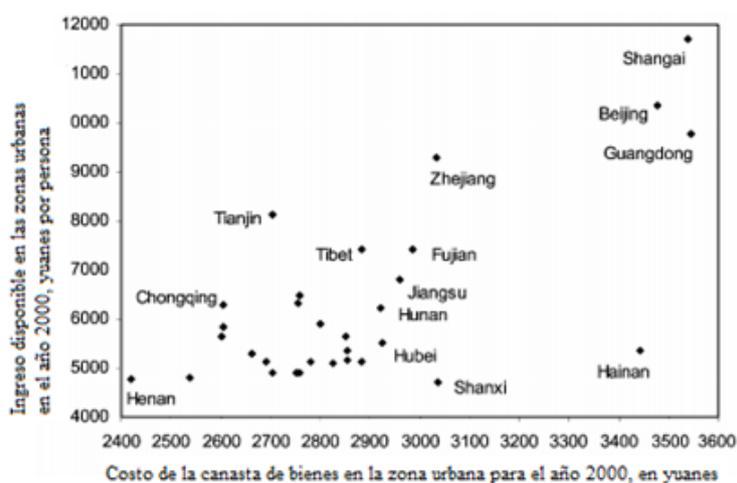
Los estudios empíricos han encontrado múltiples factores que generan las diferencias de precios entre regiones. En primer lugar, se ha encontrado que los precios al consumidor son más similares en ubicaciones geográficamente próximas, observando así una correlación positiva significativa entre las desviaciones de la Ley del Precio Único y la distancia (Choi y Choi, 2014, 2016; Crucini, Shintani y Tsuruga, 2015). Este efecto espacial puede reflejar los costos de transporte, así como los costos de distribución local, que probablemente sean similares en lugares cercanos si la distribución de bienes es intensiva en mano de obra y los mercados laborales están integrados geográficamente (Choi y Choi, 2016). Por otro lado, Menon *et al.* (2019), observaron que en Italia los precios de algunos bienes como la energía, el transporte público local, las comunicaciones y los gastos de vivienda no varían en relación a la distancia. Los bienes cuyo precio está relacionado con la distancia representan proporciones relativamente pequeñas de agregados más grandes como los alimentos. Por otro lado, estos autores encontraron que los niveles de precios tienden a ser similares para regiones adyacentes que comparten un nivel de vida similar.

En segundo lugar, Brandt y Holz (2006), encontraron que algunos tipos de bienes presentan mayores diferencias de precio. Estos autores, obtuvieron evidencia de que en China, hay muy poca variación de precios entre provincias en las categorías de vestimenta y artículos de uso diario, mientras que la variación de precios es bastante grande en las categorías de vivienda y energía. Por otro lado, hallaron muy poca variación entre los bienes de consumo

durable, los cuales son productos industriales estándares con muy poca diferenciación. Además, los precios de energía, bienes no transables y servicios varían más ampliamente en todas las provincias. La conclusión a la que arriban es que los bienes no transables (y la energía) parecen estar impulsando las diferencias de precios entre las provincias y eso presumiblemente, es causado por las diferencias en el precio del trabajo.

En tercer lugar, algunos autores han encontrado que las diferencias de salarios/Ingreso son la principal causa de la diferencia de precios. Kravis y Lipsey (1988) proveen evidencia teórica de una correlación positiva entre niveles de precios e ingresos, mientras que los estudios realizados por Roos (2006) y Brandt y Holz (2006) proveen evidencia empírica de dicha relación. Roos (2006), obtuvo como resultado que la variable salario es la más relevante para explicar el nivel de precios. Brandt y Holz (2006), encontraron que en bienes producidos localmente como los materiales de la construcción, su precio refleja los costos locales, de los cuales los salarios son una de sus principales componentes. Lo mismo se replica en los precios de los servicios. Estos autores, como se puede apreciar en la figura 1, hallaron una correlación positiva entre ingresos y precios. Esta correlación, evidencia la necesidad de corregir los ingresos para tener en cuenta las diferencias de precios regionales, ya que comparar los ingresos nominales podría estar sobreestimando la diferencia de bienestar entre las regiones.

Figura 1: Ingreso y costos de la canasta de bienes en zonas urbanas de China, año 2000



Fuente: Brandt y Holz ,2006.

Otro aspecto, relacionado con el ingreso que afecta el nivel de precios, es si el hogar se ubica por debajo o por encima de la línea de la pobreza (Coondoo *et al.*, 2004). Los resultados del estudio realizado por Aten y Méndez (2002) muestran que los consumidores pobres a veces se enfrentan a precios diferentes a los correspondientes al consumidor promedio, y que los niveles de precios para los alimentos en algunas ciudades pobres son mayores que en aquellas ciudades con mayores ingresos. La conclusión de estos autores es que la variación de precios es significativa entre las ciudades y entre las categorías de ingresos.

Hay varios estudios que soportan la hipótesis de que los pobres terminan pagando precios mayores, tanto para la compra de bienes durables como de bienes no durables, debido a las características del hogar y del mercado. Los pobres comprarán paquetes de menor

tamaño en tiendas más pequeñas debido a limitaciones de transporte y ubicación. Por otro lado, también pagarán relativamente más por los servicios financieros, ya que las comisiones bancarias están estructuradas para fomentar grandes saldos (Aten y Méndez 2002). Alwitt y Donley (1996) concluyen que, en la medida en que los pobres están geográficamente segregados y las áreas predominantemente pobres tienen menos establecimientos minoristas, las empresas enfrentan menos presión competitiva, lo que les permite cobrar precios más altos en un mercado cautivo.

Como consideraciones finales, Brandt y Holz (2006), al analizar los precios de China llegaron a la conclusión de que los precios de las zonas urbanas son sistemáticamente más altos que en las zonas rurales. Por último, Gómez Tello *et al.* (2018) encontró que en España los precios en las capitales de las provincias eran en promedio mayores que en el resto de los municipios.

A modo de síntesis, podemos aclarar que los autores relevantes en este tema han encontrado diversos factores que causan las diferencias de precios entre las distintas regiones de un país. Entre las principales factores se mencionan: la distancia (las regiones más cercanas suelen tener precios parecidos, motivados por los costos de transportes), los salarios (a mayor salario, mayores costos y por ende mayores precios, aunque el impacto de los salarios en el precio va a depender del tipo del bien) y el tipo de bien (algunos bienes demostraron mantener precios más constantes entre las distintas regiones).

I.1.2 Convergencia de los Precios

Luego de analizar por qué los precios pueden diferir entre las distintas regiones, surge el interrogante de si esas diferencias se van a mantener en el tiempo, o por el contrario, los precios van a converger a un único valor. En cuanto a este tema la evidencia no ha sido concluyente.

Por un lado Roos (2006), que analizó las diferencias de precios en Alemania, encontró evidencia a favor de la convergencia de precios, ya que las regiones con menores precios fueron las que presentaron mayores inflaciones. La velocidad de convergencia que estimó fue de 3,63%, por lo que los precios tardarían aproximadamente 19 años en igualarse.

Sin embargo, otros estudios llegaron a conclusiones distintas. Mishra y Ray (2014), encontraron que la desigualdad de precios se había acelerado en los últimos años en Australia. En India, Brandt y Holz (2006), vieron que la dispersión de los precios estaba aumentando pero que el rango en el que se encontraban los mismos, se reducía. Es decir, la brecha de precios entre las provincias con el mayor y el menor nivel de precio se redujo, mientras que los precios en las demás provincias tendieron a los extremos. De esta forma, los precios en India, más que converger se polarizaban. Los autores llegaron a las mismas conclusiones sobre los precios tanto para las áreas rurales, como para las urbanas y en todas las provincias.

Por último, Coondoo y Saha (1990) compararon los niveles de precios entre todos las provincias o estados de India, tomados de a pares. De los 91 pares que se pueden formar con los 14 estados de la India, 65 no mostraron ninguna tendencia clara respecto de la magnitud

de su brecha entre los diferentes precios. En cuanto a las 26 comparaciones restantes, 11 mostraron una tendencia hacia un aumento de la brecha entre los precios y las 15 restantes mostraron una tendencia hacia la disminución. Por lo que, no hay información concluyente sobre la convergencia de precios en India.

Tabla 1: Tendencia observada en la diferencia de precios entre 1963 y 1985, en estados de India, analizados de a pares.

Estado base	Estados para los cuales se ha visto una tendencia en la diferencias de precios	
	Disminuir	Aumentar
Rajasthan	Madhya Pradesh, Bihar, West Bengal	Uttar Pradesh
	Andhra Pradesh y Gujarat	
Punjab	Madhya Pradesh, Bihar, West Bengal,	Uttar Pradesh
	Assam etc.; Andhra Pradesh y Gujarat	
Uttar Pradesh		Rajasthan, Punjab, Orissa, Kerala
Madhya Pradesh	Rajasthan y Punjab	Orissa
Bihar	Rajasthan, Punjab y Orissa	Kerala
Orissa	Bihar, West Bengal, Andhra Pradesh	Uttar Pradesh, Madhya Pradesh,
		Assam etc. Y Gujarat
West Bengal	Rajasthan, Punjab, Orissa y Kerala	Assam etc.
Andhra Pradesh	Rajasthan, Punjab y Orissa	Madras
Kerala	West Bengal y Gujarat	Uttar Pradesh, Bihar y Mysore

Fuente: Coondoo y Saha, 1990.

I.1.3 Metodologías Empleadas

Al comparar dos situaciones de precios distintas, se pueden emplear índices de costo de vida para reducir la comparación de todos los precios a un único número (Deaton y Muellbauer, 1980). Estos índices, reflejan el costo asociado a alcanzar un mismo nivel de bienestar (u) en dos situaciones de precios distintas. Se puede obtener el verdadero índice de costo de vida, dividiendo el costo de vida en un periodo por el costo de vida en el otro periodo, asumiendo que en ambos periodos se disfrutó del mismo nivel de bienestar. Por lo que, en el cálculo del verdadero índice de costo de vida, se compara el valor monetario de dos combinaciones diferentes de bienes, bajo el supuesto de que ambas combinaciones generan el mismo nivel de satisfacción (Konüs 1939). En esta interpretación, el índice de costo de vida, es el ratio entre los mínimos gastos necesarios para alcanzar una misma curva de indiferencia (u^R) para dos conjuntos de precios distintos (p^0 y p^1):

$$P(p^1, p^0; u^R) = c(u^R, p^1) / c(u^R, p^0) \quad (1)$$

En la práctica, al no conocer la verdadera función de costos, se emplean diversos enfoques para el cálculo de los índices de precios, como por ejemplo: el método de los agregados, el denominado *Householder Regional or Country Product Dummy* y mediante la estimación de sistemas de demanda.

El método de los agregados:

Es el más utilizado a la hora de calcular índices de precios debido a su simpleza. Esta metodología es la empleada por el INDEC en la construcción de los índices de precios para la Argentina (INDEC, 2019). Consiste en calcular el costo de una canasta de bienes que corresponde al consumo promedio o normal de la sociedad (q^R) a unos determinados precios y dividirla por el costo de la misma canasta en base a los precios de otro periodo (Konüs, 1939):

$$P(p^1, p^0; q^R) = p^1 q^R / p^0 q^R \quad (2)$$

Donde $p \times q$ se usa para sintetizar $\sum p_k q_k$ (Deaton y Muellbauer, 1980). Lo que se hace es calcular un índice de precios, entre dos situaciones distintas de precios (p^1 y p^0) utilizando determinadas cantidades de bienes (q^R) como ponderadores. Dentro de esta categoría se ubican los índices de Laspeyres y Paasche.

Householder Regional Product Dummy (HRPD):

Esta metodología fue empleada por Menon *et al.* (2019), Majumder *et al.* (2015), Coondoo *et al.* (2004) y Aten y Méndez (2002). La premisa básica del HRPD es el concepto de ecuación de calidad de Prais y Houthakker (1971) en el que el precio/ valor unitario de un producto pagado por un hogar se considera que mide la calidad del grupo de productos consumidos y, por lo tanto, el precio/ valor unitario es una función creciente del nivel de vida de los hogares.

Se puede expresar el modelo de *Country Product Dummy* (CPD) de Summers (1973), mediante la ecuación:

$$p_{jrht} = \alpha_j + \beta_r + \delta_t + \theta y_{rht} + \varepsilon_{jrht} \quad (3)$$

Donde p_{jrht} es el logaritmo natural del precio/ valor unitario para el bien j pagado por el hogar h en la región r , en el periodo t . Por otro lado y_{rht} representa el logaritmo natural del ingreso per cápita nominal del hogar h en la región r en el periodo t , α_j , β_r y δ_t capturan el efecto del tipo de bien, el efecto de la región y el efecto del tiempo respectivamente.

Estimación de sistemas de demanda:

Esta metodología fue implementada por Menon *et al.* (2019) para Italia, Mishra y Ray (2014) para Australia y Coondoo *et al.* (2011) para India. Si bien, la función de costo no es conocida, se la puede aproximar mediante la estimación de un completo sistema de demandas (Deaton y Muellbauer, 1980). A partir de la función de demanda, se obtiene la función de utilidad indirecta y la función de costos, siempre que se cumplan las condiciones de integralidad (Slesnick, 1998).

I.2 TEORÍA MICROECONOMICA DE LA DEMANDA

Los consumidores, siguen ciertas reglas o leyes a la hora de decidir la cantidad a comprar de cada bien dados los precios y el total gastado (Deaton y Muellbauer, 1980). La teoría económica de la demanda provee el marco teórico necesario para el análisis de los datos de gasto de los hogares y para la formulación de modelos que describan el comportamiento de los consumidores.

I.2.1 Elección del Consumidor

Siguiendo a Deaton y Muellbauer (1980), el comportamiento de los consumidores puede presentarse en términos de preferencias, por un lado, lo que el consumidor desea, y las posibilidades, por otro lado, lo que el consumidor puede adquirir.

En cuanto a las posibilidades, su principal limitante es la restricción presupuestaria. Dado unos determinados precios e ingresos, las canastas de bienes a las cuales puede acceder el consumidor se encuentran acotada. Una forma sencilla de analizar esto, es considerar el caso de una persona que posee un ingreso exógeno (I), el cual puede ser gastado en un periodo de tiempo determinado en n bienes a los precios p_i . En esta situación, el individuo decide las cantidades (q_i) que adquiere de cada bien. Su elección estará restringida por:

$$I \geq \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad (4)$$

De acuerdo a la teoría de consumo las preferencias de los individuos responden a un conjunto de supuestos respecto de su comportamiento, denominados axiomas de elección:

Axioma 1: Reflexividad. Para toda canasta de bienes $x, x \succcurlyeq x$ ¹. Es decir, que una canasta es al menos preferible o igual a sí misma.

Axioma 2: Completitud. Para cualquier par de canastas de bienes q_1 y q_2 , se cumple que $q_1 \succcurlyeq q_2$ o $q_2 \succcurlyeq q_1$. Implica que todas las canastas pueden ser comparadas por el consumidor, lo que le permite elegir.

Axioma 3: Transitividad o consistencia. Si $q_1 \succcurlyeq q_2$ y $q_2 \succcurlyeq q_3$, entonces $q_1 \succcurlyeq q_3$.

Axioma 4: Continuidad. Para cualquier canasta q_1 , es posible definir $A(q_1)$ como el conjunto de canastas al menos tan preferidas como q_1 y $B(q_1)$ como el conjunto de canastas no tan preferidas como q_1 . Matemáticamente se pueden expresar como $A(q_1) = \{q | q \succcurlyeq q_1\}$ y $B(q_1) = \{q | q_1 \succcurlyeq q\}$. Entonces, $A(q_1)$ y $B(q_1)$ son cerrados, poseen sus propios límites, para cualquier q_1 del conjunto de opciones.

Axioma 5: No saturación. La función de utilidad es no decreciente para cada uno de los bienes y creciente para alguno de estos bienes. En otras palabras, incorporar mayores

¹ El símbolo \succcurlyeq significa "al menos es tan bueno como", se refiere a preferencias en el sentido débil, mientras que $>$ significa "estrictamente preferido", o preferencia en el sentido fuerte.

cantidades de un bien no disminuye la utilidad del consumidor, por lo que todos los bienes son considerados “buenos”.

Axioma 6: Convexidad. Si $q_1 \succcurlyeq q_0$, entonces para cualquier valor de λ comprendido en el intervalo $[0; 1]$, se cumple que $\lambda q_1 + (1 - \lambda)q_0 \succcurlyeq q_0$. En otras palabras, cualquier combinación lineal de q_1 y q_0 será al menos tan bueno como q_0 . Esto es equivalente a decir que el conjunto definido como $A(q_1)$ en el axioma 4, es convexo.

Estos seis axiomas responden a requerimientos de distinta índole y algunos tienen muy poco contenido económico. Los axiomas 1 al 3, permiten ordenar el conjunto de elecciones y son indicativos de racionalidad por parte del consumidor. La incorporación del axioma 4, permite que las preferencias puedan ser representadas por una función de utilidad $u(q)$. Los axiomas 1 al 5, permiten presentar el problema de elección como un problema de maximización de la utilidad del consumidor.

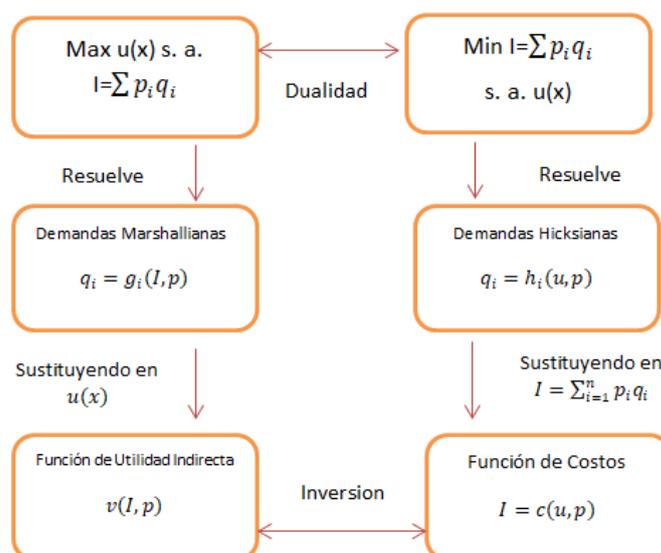
De esta forma, el problema al que se enfrenta el consumidor se reduce a maximizar $u(q)$ sujeto a $\sum p_i q_i = I$, cuya solución es el sistema de demandas Marshallianas:

$$q_i = g_i(I, p) \quad (5)$$

La expresión (5) indica el consumo óptimo de q_i en función de los precios y del nivel de ingreso. Al sustituir dichas demandas en la función de utilidad $u(q)$, se obtiene la función de utilidad indirecta $v(I, p)$, que representa la máxima utilidad asequible dado los precios y el ingreso.

El mismo problema de maximizar la utilidad del consumidor dada la restricción presupuestaria puede reformularse desde otra perspectiva, el problema dual, que implica minimizar el costo necesario para alcanzar un determinado nivel de utilidad. Es decir, minimizar $I = \sum_{i=1}^n p_i q_i$ sujeto a un nivel de utilidad $v(q) = u$. La solución a este problema son las demandas Hicksianas que serán funciones de u y p ($q_i = h_i(u, p)$). La sustitución de estas funciones en $I = \sum_{i=1}^n p_i q_i$, permite obtener la función de costos $I = c(u, p)$, que indica el costo mínimo necesario para obtener un nivel de utilidad u dado los precios p . Por otro lado, si se invierte la función de costos de forma que u sea función de I y p , se obtiene la función de utilidad indirecta $v(I, p)$.

Figura 2: Teoría de la Demanda Neoclásica: Dualidad



Fuente: Deaton y Muellbauer, 1980.

I.2.2 Propiedades de las Funciones de Demanda

La teoría, establece un conjunto de propiedades que todo sistema de demandas derivado de una estructura de preferencias debería poseer. Estas son:

- Homogeneidad de grado 0: La demanda Hicksiana debe ser homogénea de grado cero en precios y la demanda Marshalliana, en precios e ingreso. Esto quiere decir, en el caso de las demandas Hicksianas, que si todos los precios aumentan en un mismo porcentaje θ , las cantidades demandadas no varían. Idéntico comportamiento para las demandas Marshallianas, respecto del mismo cambio θ en precios e ingreso.

- Aditividad: El valor total del gasto debe ser igual al total del ingreso:

$$\sum p_i q_i = I \tag{6}$$

- Simetría: las derivadas cruzadas en las demandas Hicksianas son iguales, es decir que para todo $i \neq j$:

$$\frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_j(u, p)}{\partial p_i} \tag{7}$$

- Negatividad del efecto sustitución: las derivadas precio propias de las demandas Hicksianas deben ser negativas. Es decir que, ante aumentos del precio de un determinado bien i , su cantidad demandada va a bajar y viceversa, manteniendo la utilidad constante.

$$\frac{\partial h_i(u, p)}{\partial p_i} \leq 0, \forall i \tag{8}$$

Las primeras dos restricciones, surgen como consecuencia de la restricción presupuestaria, mientras que las últimas dos consecuencia directa de los primeros cinco

axiomas que implican una elección racional (reflexividad, completitud, transitividad, continuidad y no satisfacción) (Deaton y Muellbauer, 1980).

I.3 TEORÍA DE LA DEMANDA E ÍNDICES DE PRECIOS

Si bien los índices de precios más utilizados corresponden al método de los agregados, siendo los índices de Laspeyres y Paasche los más conocidos, los valores obtenidos mediante esta metodología tienden a sobreestimar o subestimar el efecto de los cambios en los precios. Por tal motivo, surgen otras metodologías como la estimación de sistemas de demandas, el método empleado en la presente investigación, que permiten superar este problema.

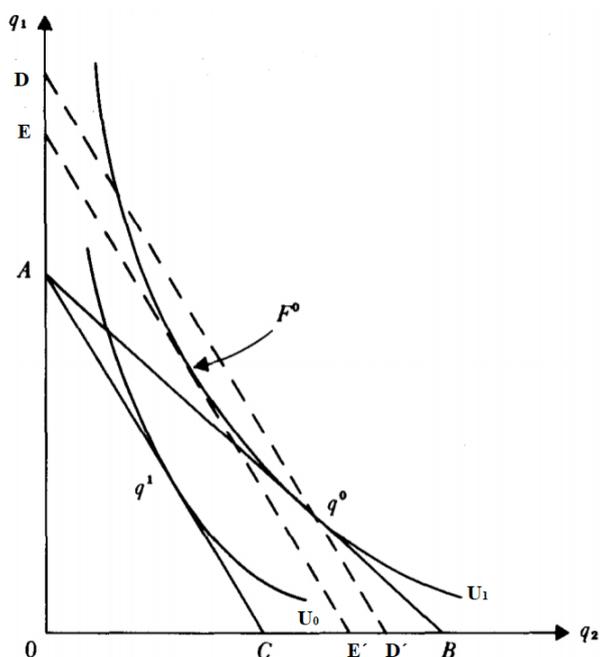
I.3.1 Laspeyres y Paasche

El índice de Laspeyres se calcula con la ecuación (2), utilizando como ponderador las cantidades en el momento base, es decir (q^0):

$$P(p^1, p^0; q^0) = p^1 q^0 / p^0 q^0 \quad (9)$$

Sin embargo, este valor difiere del verdadero índice costo de vida y generalmente lo sobreestima. Esto se puede apreciar claramente a través de un gráfico.

Figura 3: Índice de Laspeyres y verdadero índice de costo de vida



Fuente: Deaton y Muellbauer, 1980.

Como se puede ver en la figura 3, originalmente el consumidor se enfrentaba a los precios p^0 sobre la restricción presupuestaria AB . En esta situación, consumía q^0 llegando a un nivel de satisfacción U_1 . Por un cambio en los precios relativos, decide consumir q^1 obteniendo un nivel de satisfacción U_0 . En este gráfico el verdadero índice de costo de vida, es decir el

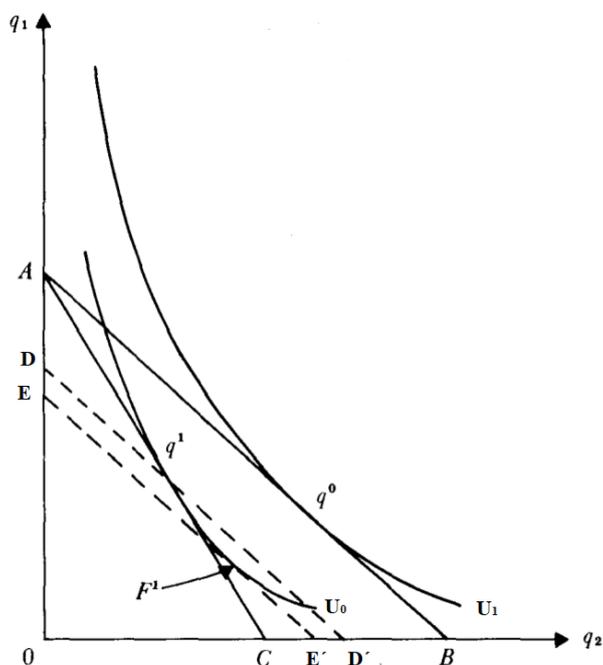
costo asociado a alcanzar el mismo nivel de utilidad U_1 dado dos situaciones de precios distintas, está representado por la razón $E0/A0$, ya que la recta EE' representa el costo mínimo necesario para alcanzar U_1 para los precios p^1 , mientras que la recta AB , simboliza el costo mínimo para alcanzar U_1 a los precios p^0 . Por otro lado, el índice de Laspeyres estará indicado por la razón $D0/A0$, debido a que DD' es el valor monetario de la canasta q^0 a los precios p^1 mientras que la recta AB marca el valor monetario de la canasta q^0 a los precios p^0 . Por lo que se puede apreciar como estos dos valores difieren entre sí.

El índice de Paasche, en cambio, usa las nuevas cantidades (q^1) como ponderadores, obteniendo la expresión:

$$P(p^1, p^0; q^1) = p^1 q^1 / p^0 q^1 \quad (10)$$

Haciendo el mismo tipo de análisis, se puede observar que este índice también difiere respecto del verdadero índice de costo de vida. La figura 4, a diferencia de la figura 3, indica que el verdadero índice de costo de vida viene dado por la razón $A0/E0$, debida a que ahora se está analizando en base al nivel de satisfacción U_0 en vez de U_1 . La recta AC , representa el mínimo costo necesario para llegar al nivel de satisfacción U_0 para los precios p^1 , mientras que la recta EE' simboliza lo mismo, pero para los precios p^0 . El índice de Paasche es la razón $A0/D0$, ya que la recta AC es el valor monetario de la canasta de bienes q^1 valuada a los precios p^1 , mientras que DD' marca el valor monetario de la misma canasta a los precios p^0 . En este caso se está subestimando el verdadero índice del costo de vida.

Figura 4: Índice de Paasche y verdadero índice de costo de vida



Fuente: Deaton y Muellbauer 1980.

Por lo que, independientemente de lo bien que se calculen estos índices, su valor no refleja el verdadero costo de vida. Esto es consecuencia de suponer que mientras los precios cambian, las cantidades consumidas se mantienen invariantes. Sin embargo, en la realidad

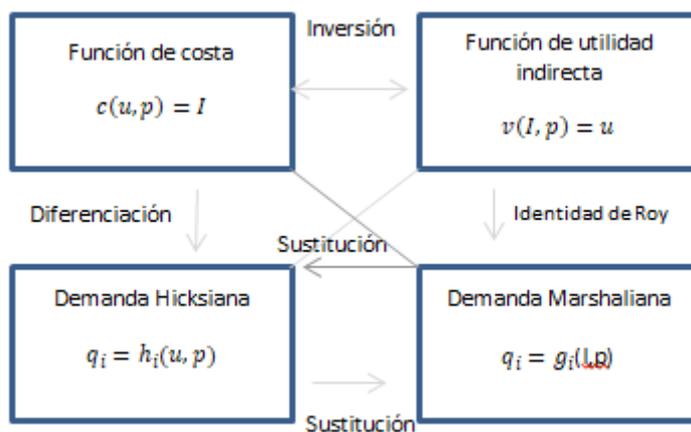
esto no sucede, cuando los precios suben o bajan, las cantidades consumidas pueden modificarse sin que esto implique necesariamente un cambio en el nivel de bienestar (Konüs, 1939). Es decir que, la diferencia de ambos índices respecto del verdadero índice de costo de vida surge del efecto sustitución que se genera ante cambios en los precios relativos (Deaton y Muellbauer, 1980).

Para obtener el verdadero índice de costo de vida, es necesario conocer las combinaciones de bienes que generan el mismo nivel de satisfacción al ser consumidos a pesar de los cambios de precios (Konüs, 1939). Los índices analizados parten de emplear las canastas de bienes que están asociadas a un determinado nivel de vida, el inicial (Laspeyres) o el posterior al cambio (Paasche), no considerando posibles efectos sustitución entre bienes.

1.3.2 Cálculo del Índice de Costo de Vida mediante estimación de Sistemas de Demanda

Es claro, a partir la ecuación (1), que se puede calcular el índice de costo de vida si conocemos la función de costo $c(u, p)$. Sin embargo, para obtener dicha función es necesario estimar un sistema de demandas completo (Deaton y Muellbauer, 1980), para luego, a partir de las funciones de demanda, obtener la función de utilidad indirecta y la función de costos, siempre que se cumplan las condiciones de integralidad (Slesnick, 1998).

Figura 5: Funciones de demanda, costo y utilidad indirecta



Fuente: Deaton y Muellbauer, 1980.

Por la Identidad de Roy, la demanda de bienes se relaciona con la función de utilidad indirecta mediante:

$$x_i(p_i, I) = -\frac{\partial V(p_i, I) / \partial p_i}{\partial V(p_i, I) / \partial I} \quad (11)$$

Siendo $x(p_i, I)$ el vector de la función de demanda. Siempre y cuando las demandas sean consistentes con la maximización de utilidad, la ecuación (11) que es una ecuación diferencial parcial puede resolverse para obtener la función de utilidad indirecta, e invirtiendo los argumentos se llega finalmente a la función de costo equivalente. Sin embargo, soluciones para la ecuación (11) solo pueden ser obtenidas para un número limitado de especificaciones

de funciones de demanda (Slesnick, 1998). Hausman (1981), proporciona las soluciones para los casos lineales y logaritmo-lineal y demuestra, además, que el problema se vuelve mucho más complicado cuando se incorporan términos cuadráticos del gasto.

El problema de recuperar la función de utilidad indirecta del sistema de demanda puede evitarse suponiendo una cierta forma de la función de utilidad indirecta que se corresponda, a su vez, con demandas que surgen aplicando la Identidad de Roy. Estas ecuaciones de demanda, pueden ser estimadas empleando la información sobre cantidades demandadas, precios y características demográficas. Dado que la forma de la función de utilidad indirecta es asumida desde un principio, se vuelve innecesario resolver el sistema de ecuaciones diferenciales parciales. Uno de los primeros en utilizar esta metodología fue John Muellbauer (1974), quien asumió que las demandas eran consistentes con la función de utilidad de Stone Geary y estimó los parámetros desconocidos ajustando el sistema de gasto lineal, a los datos sobre el presupuesto de los hogares.

Debido a que las funciones de demanda son desconocidas, se emplean métodos econométricos para estimarlas satisfactoriamente, lo que conduce a una serie de problemas empíricos (Slesnick, 1998). Primero, encontrar una especificación lo más correcta posible de las formas funcionales. Cualquier especificación que se elija va a ser imperfecta y, lo mejor que puede esperarse es una aproximación adecuada. Como fue mencionado previamente, para recuperar la información de las preferencias en base a las demandas, se requiere un comportamiento racional de los individuos, consistente con la maximización de su utilidad dada la restricción presupuestaria. Este requisito impone restricciones en las ecuaciones de demanda que limitan la posibilidad de asemejarse a la verdadera función subyacente. Las condiciones que se imponen se relacionan con las propiedades de las funciones de demanda que garantizan la existencia de una función de utilidad indirecta bien comportada (homogeneidad de grado 0 en precios y gasto, aditividad de los efectos ingreso, negatividad del efecto sustitución y simetría de los efectos cruzados compensados). Una mala especificación puede causar sesgo e inconsistencia en los estimadores.

En segundo lugar, surge el problema de separabilidad en bienes y tiempo. Las personas consumen literalmente cientos de bienes distintos y debido a las restricciones impuestas por los límites de los tamaños de muestras, es imposible estimar un sistema de demanda completo con algún grado de precisión. Por lo que, para simplificar este problema se pueden implementar instrumentos teóricos como la agregación y la separabilidad. Con la agregación lo que se busca es combinar una serie de categorías en una única, mientras que separabilidad trata de reducir el problema a uno más manejable (Deaton y Muellbauer, 1980). Es decir que, se puede llegar a una especificación más moderada suponiendo separabilidad de las preferencias a lo largo del tiempo y entre períodos, que permita alguna agregación justificable de los bienes consumidos (Slesnick, 1998).

En tercer lugar, hay que considerar la definición de la unidad a la cual se refieren las demandas que se estiman. La justificación teórica de tomar a los hogares como unidad de decisión es atribuida a Paul Samuelson (1956) y Becker (1981). Finalmente, también constituye un problema el requerimiento de información. Para realizar las estimaciones, se requiere información sobre el nivel de gasto a nivel micro, cuya dificultad va a depender del número de

bienes o del grado de separabilidad asumido. Adicionalmente, es necesario variabilidad de precios a lo largo de la muestra, lo que introduce nuevas complicaciones debido a que la mayoría de las encuestas recolecta información sobre gastos, pero no siempre se realizan relevamientos concomitantes de los precios. Por este motivo es necesario encontrar un procedimiento que provea la variabilidad de precios necesaria a través de movimientos regionales o temporales (Slesnick, 1998).

I.3.2.a Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)

La teoría, no indica la mejor forma funcional a emplear en la estimación pero establece el conjunto de propiedades que debería cumplir, a partir de las cuales se pueden construir modelos empíricos (Deaton y Muellbauer, 1980). Los trabajos empíricos sobre consumo de los hogares han propuesto una gran variedad de especificaciones funcionales, siendo el sistema AIDS (*Almost Ideal Demand System*) uno de los más conocidos. A partir de este modelo, desarrollado por Deaton y Muellbauer en 1980, se han generados nuevos modelos como el QUAIDS (*Quadratic Almost Ideal Demand System*), que será empleado en esta investigación.

El modelo QUAIDS, desarrollado por Blundell *et al.* (1993) y Banks *et al.* (1997), se origina en la necesidad de lograr mejores aproximaciones a las curvas de Engel. Particularmente, Banks *et al.* (1997), trabajando con datos de la encuesta de gasto familiar de Reino Unido, encontraron la necesidad de incorporar términos de orden superior en la curva de Engel y sugirieron una relación de rango 3. Esto se debe a que, si bien el modelo de las participaciones presupuestarias lineales en el logaritmo del gasto (también conocido como PIGLOG) se ajusta correctamente para algunos bienes como alimento, para el caso de otros bienes es necesario agregar un término extra para poder describir adecuadamente el comportamiento de los consumidores. De esta forma, el modelo QUAIDS surge como una generalización de las preferencias PIGLOG.

Por un lado, Gorman (1981), probó que el máximo rango posible de cualquier sistema de demanda exactamente agregable es tres. Por el otro lado, la evidencia empírica provista por Banks *et al.* (1997) de las curvas de Engel, indica que las demandas observadas son de rango tres.

La forma general más simple de escribir demandas consistentes con la evidencia empírica es la indicada en (12).

$$w_i = A_i(p, d) + B_i(p) \ln x + C_i(p)g(x) \quad (12)$$

En esta expresión, para todos los bienes $i = 1, \dots, N$, p es el vector de precios, $x = m/a(p)$ es el ingreso deflactado y $A_i, B_i, C_i(p)$ y $g(x)$ son funciones diferenciables. El término $C_i(p)g(x)$ es el que permite la no linealidad. Los resultados tanto teóricos como empíricos, sugieren que prácticamente no habría ganancia agregando un término adicional de la forma $D_i(p)h(x)$ a la ecuación (12) (Bank *et al.* 1997).

Por último, con la ecuación (12), Bank *et al.* (1997), demuestran que o bien la demanda tiene rango menor a tres, es decir que $C_i(p) = d(p)B_i(p)$ para alguna función $d(p)$ o son expresadas en la forma de un sistema de participaciones presupuestarias cuadráticas en el

logaritmo del ingreso de rango tres. Es decir que la única forma de que la ecuación sea de rango tres como lo dice la teoría es proponiendo $g(x) = (\ln x)^2$.

Bajo estas condiciones, la función de utilidad indirecta tiene la forma indicada en (13).

$$\ln V(p, m) = \left[\left\{ \frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right\}^{-1} + \lambda(p) \right]^{-1} \quad (13)$$

Siendo:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (14)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^k p_i^{\beta_i} \quad (15)$$

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln p_i \quad (16)$$

Aplicando la identidad de Roy, se llega a que la función de demanda es:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left\{ \frac{m}{a(p)} \right\} + \frac{\lambda_i(p)}{b(p)} \left[\ln \left\{ \frac{m}{a(p)} \right\} \right]^2 \quad (17)$$

Siendo w_i la participación presupuestaria del bien i , p_i el precio del bien i y m el ingreso o gasto total. Por otra parte, $\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i$ y λ_i son los parámetros a estimar.

Se advierte que el modelo AIDS de Deaton y Muellbauer (1980) es un caso particular del modelo QUAIDS, en el que $\lambda_i = 0$ para todo i . Así mismo el modelo QUAIDS preserva todas las cualidades del modelo AIDS, como su flexibilidad y consistencia en la agregación de consumidores. Como se puede apreciar, el AIDS, no permite que los bienes sean de lujo para un determinado ingreso y necesarios para ingresos mayores. Si $\beta_i > 0$ se trata de un bien de lujo ya que, a mayor ingreso m aumenta la participación w_i de dicho bien, y su elasticidad ingreso será mayor a 1, mientras que si $\beta_i < 0$ se trata de un bien necesario. Por otro lado, en QUAIDS, el término cuadrático para la variable ingreso permite explicar la existencia de bienes que se comportan como bienes de lujo a determinados niveles de ingreso y como bienes necesarios a niveles superiores de ingreso.

1.3.2.b Incorporación de las Variables Demográficas

Las variables demográficas, tales como la cantidad de miembros en el hogar y su composición etaria, demostraron ser determinantes a la hora de explicar los patrones de consumo de los hogares (Pollak y Walles, 1981). Ya sea, debido a la existencia de economías de escala en el consumo de hogares de mayor tamaño o debido a que los miembros de un mismo hogar tienen diferentes necesidades (por ejemplo, las necesidades de un recién nacido difieren de las de un adulto), la composición de los hogares afecta la asignación del gasto del hogar entre los bienes (Blow, 2003). Por tal motivo, es importante especificar correctamente los efectos demográficos en el análisis de la demanda tanto para estimar las elasticidades de precio y gasto correctas como para hacer comparaciones de bienestar de los hogares.

Por lo expuesto, a la especificación base de los sistemas de demanda, expresada en términos de precio e ingreso, se le deben incorporar otras variables exógenas, como las características demográficas, que también afectan a las demandas (Lewbel, 1985). En general, estas variables modifican la función de costos interactuando multiplicativamente tanto con los precios como con el ingreso. La interacción con los precios captura el efecto sustitución de Barten (1964) mientras que, la interacción con el ingreso puede involucrar solo características demográficas o características demográficas y precios. En el primer caso, la metodología de Gorman (1976), las características demográficas trasladan o escalan las funciones de demanda mientras que se mantiene intacta la estructura original de las preferencias (Perali, 2003).

I.4 ANTECEDENTES

I.4.1 Antecedentes Metodológicos

Esta investigación sigue el enfoque metodológico planteado por Coondoo *et al.* (2011) y Menon *et al.* (2019), que emplearon índices de precios regionales, como TCLI estimando sistemas de demanda del tipo QUAIDS, para India e Italia respectivamente. Los dos estudios tuvieron que solventar la falta de datos apropiados correspondientes a los precios de los distintos bienes, sin embargo, ambos trabajos propusieron respuestas alternativas. Por su parte, Coondoo *et al.*, emplean una metodología en la cual no se requieren datos de precios o valores unitarios específicos para cada artículo y, lo que es más importante, permite la inclusión de partidas de gastos para las que no se registran datos sobre precios y cantidad. Por otra parte, Menon *et al.*, calculan pseudo valores unitarios, siguiendo la metodología propuesta por Lewbel (1989), que permite estimar la variabilidad de los valores unitarios o precios implícitos en encuestas de corte transversal.

Si bien ambas opciones obtuvieron buenos resultados, esta tesis sigue el cálculo propuesto por el segundo trabajo. Sus autores, estiman un sistema de demanda del tipo QUAIDS para 11 categorías de bienes, empleando la información proveniente de la encuesta de consumo realizada por el Instituto Estadístico Italiano (ISTAT). Con los parámetros obtenidos se calcularon índices precio para 20 regiones de Italia, obteniendo que las diferencias de precios entre el norte y el sur se encuentran entre el 30 y 40%, dependiendo de las regiones o provincias específicas que se comparen. Al analizar por categoría, encuentran que la diferencia en el rubro alimento es de 20%, en energía es del 30% y en los gastos relacionados con las viviendas es del 100%. Esta diferencia es mayor a la obtenida por otros estudios realizados en países con mayor territorio como China e India.

Una vez obtenido el Índice, se realizaron algunas modificaciones que permitieron la autocorrelación espacial de los precios e incorporar ajustes de calidad. Este último factor es de suma importancia ya que, si bien los precios son mayores en el norte que en el sur, una parte de esa brecha puede ser explicada por la diferencia en la calidad de los bienes y servicios. Vale decir, el precio efectivo (subjetivo) de un bien puede ser menor que el precio pagado objetivamente debido a su mayor calidad. Por otro lado, los autores comparan índices de precios obtenidos a partir de distintos métodos, como el *Household Regional Product Dummy Model*.

Finalmente, estos autores concluyen que, si bien estudios como el Proyecto de Comparaciones Internacionales de las Naciones Unidas, centran su atención y recursos en las diferencias espaciales de precios entre países, calculando la paridad del poder adquisitivo de la moneda de un país, se ha prestado poca atención a las diferencias de precios espaciales dentro de los países y, por ende, a medir la paridad de poder adquisitivo regional. Este instrumento es necesario en una gran cantidad de aplicaciones de política con impacto regional, cuya evaluación implica comparaciones de bienestar basadas en gastos reales, estimaciones de costo de vida y comparaciones de desigualdad y pobreza entre las diferentes regiones del país. La falta de la información confiable constituye un serio obstáculo para tales comparaciones.

1.4.2 Antecedentes en la Argentina

Aunque existe literatura internacional en el tema, prácticamente no hay ningún trabajo de investigación con aplicaciones de índices de precios regionales en la Argentina. Por ahora, el único dato existente, es el proporcionado por el INDEC desde enero de 2017, que calcula índices de Laspeyres mensuales por región para medir la evolución de los precios de un conjunto de bienes y servicios representativos del gasto de consumo de los hogares residentes en áreas urbanas. Sus resultados se publican para el total país en la forma de un índice nacional y, para las regiones de Cuyo, GBA, Noreste, Noroeste, Pampeana y Patagonia como índices regionales. Si bien, estos índices son útiles para mostrar que los precios en las distintas regiones no evolucionan de la misma forma, no permiten analizar las diferencias de precios entre las distintas regiones. El tipo de índices que calcula INDEC permite deflactar valores correspondientes a distintos períodos pero no posibilita la comparación entre regiones.

El detalle de las provincias o territorios incluidos en cada una de las regiones se presenta en la Tabla 2.

Tabla 2: Composición de las distintas regiones en la Argentina

Región	Provincias/Territorios
Metropolitana	Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Partidos del Gran Buenos Aires
Pampeana	Buenos Aires, Córdoba, Entre Ríos, La Pampa, Santa Fe
Noroeste	Catamarca, Jujuy, La Rioja, Salta, Santiago del Estero, Tucumán
Noreste	Corrientes, Chaco, Formosa, Misiones
Cuyo	Mendoza, San Juan, San Luis
Patagonia	Chubut, Neuquén, Río Negro, Santa Cruz, Tierra del Fuego

Fuente: elaboración propia en base a datos del INDEC (2019).

El conjunto de los bienes y servicios de consumo cuyos precios son recopilados para el cálculo del IPC constituye la canasta del índice. La elaboración de esta canasta implica una clasificación de los bienes y servicios de consumo, la selección de los que son representativos para el análisis de la evolución de los precios al consumidor y la asignación de ponderaciones a cada uno de ellos. La importancia de cada agrupamiento de bienes y servicios se obtiene a partir de encuestas a los hogares. En el IPC base diciembre 2016 se utilizan los resultados de la ENGHo referida a período octubre de 2004-diciembre de 2005 (INDEC, 2019).

Tabla 3: Índices de precios trimestrales por región de Argentina, octubre 2017 - diciembre 2018²

	Total País	Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
Oct-Dic 2017	100	100	100	100	100	100	100
Ene-Mar 2018	106.85	106.94	106.83	106.37	106.25	106.85	107.29
Abr-Jun 2018	115.33	115.36	115.23	115.39	114.64	115.71	115.98
Jul-Sep 2018	128.61	128.55	128.58	128.74	128.32	129.24	128.88
Oct-Dic 2018	147.35	146.85	147.62	146.88	146.84	149.35	149.17

Fuente: elaboración propia en base a datos del INDEC

Como podemos apreciar en la tabla 3, si bien hay diferencias entre los índices de precios a lo largo del territorio argentino, las mismas no llegan a ser muy elevadas. Cabe destacar, que la región de Cuyo tuvo una inflación mayor que la inflación a nivel país para todos los periodos analizados, mientras que, el Noroeste presentó una inflación menor. Sin embargo, al no tener la información sobre los precios utilizados para el cálculo de estos índices, no podemos saber si las diferencias de precios están aumentando o no entre las regiones. A modo de ejemplo, si los precios del Noroeste fueran mayores que los de Cuyo, la tabla 3 indicaría que los precios están convergiendo, mientras que en caso contrario, estarían divergiendo.

1.5 HIPÓTESIS

La hipótesis general de este trabajo es que, “El costo necesario para obtener un mismo nivel de bienestar difiere en las distintas regiones de la Argentina debido a las diferencias en los patrones de consumo y en el nivel de precio.”. Por otro lado, se plantean las siguientes hipótesis particulares:

H1) “Las regiones que presentan mayores ingresos, también presentan mayores niveles de precios.”

H2) “Las diferencias de precio entre las distintas regiones aumentan en el periodo 2017-2018”

H3) “Las diferencias de bienestar entre las distintas regiones se reducen al tener en cuenta los índices de precios regionales, pero no llegan a revertirse.”

² Los datos que presenta en el INDEC son mensuales y tienen como base diciembre de 2016. Para obtener los valores que presenta la tabla se calculó un índice trimestral como el promedio aritmético de los índices mensuales correspondiente y se modificó la base para que la misma sea el primer trimestre analizado.

CAPÍTULO II: DATOS

III.1 FUENTE DE DATOS

En este estudio, la unidad de análisis son los hogares de la Argentina. Para lograr el cumplimiento de los objetivos, se emplea como fuente de datos secundaria, la base de datos de la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares (ENGHo) 2017-2018 realizada en todo el país, entre noviembre de 2017 y noviembre de 2018 por el INDEC. Para el relevamiento de los datos, cada hogar estuvo bajo estudio durante una semana, en la que se visitó cada uno de estos hogares en tres oportunidades, para realizar una entrevista de apertura, una intermedia y una de cierre.

La ENGHo 2017-2018 se realizó en todo el país, con cobertura en las localidades urbanas de 2.000 y más habitantes, a través de una muestra probabilística, multietápica y estratificada de 44.922 viviendas particulares distribuidas a lo largo de 52 semanas de relevamiento. Las viviendas fueron seleccionadas a partir de la Muestra Maestra Urbana de Viviendas de la República Argentina (MMUVRA, con su última actualización). A la hora de definir el tamaño de la muestra, se tuvo en cuenta la pérdida causada por ausencia, rechazo, viviendas deshabilitadas u otras causas.

Las unidades de observación de la encuesta fueron los hogares particulares del país residentes en localidades de 2.000 o más habitantes. Se considera hogar particular a “aquel constituido por toda persona o grupo de personas, parientes o no, que conviven en una misma vivienda bajo un régimen de tipo familiar y consumen alimentos con cargo al mismo presupuesto. Asimismo, se consideran miembros del hogar a las personas que habitan en un hogar particular, comparten sus gastos de alimentación, habitan la vivienda desde hace seis o más meses o, si viven en ella hace menos de seis meses, han fijado o piensan fijar allí su residencia.” (INDEC, 2019).

El INDEC se encargó del diseño metodológico y conceptual, además de la coordinación, depuración y edición final de los datos; mientras que cada provincia se ocupó del relevamiento, la codificación y el ingreso de la información. Este proceso, dio como resultado una base de datos de 21.547 hogares que cuenta con información sobre ingreso, gastos, características sociodemográficas, ocupaciones y educacionales de los miembros del hogar, características de la vivienda, equipamiento del hogar y transferencias en especie recibidas. Los bienes y servicios de consumo se agrupan en 12 divisiones según las necesidades que satisfacen, siguiendo con la Clasificación del Consumo Individual por Finalidad (COICOP) de las Naciones Unidas, adaptadas para la Argentina (INDEC, 2020).

De los 21547 hogares relevados en la encuesta, luego de reestructurar³ los datos, quedaron 20841 observaciones, que representan al ser expandidos 12.175.548 hogares. Es decir, se han descartado 706 observaciones, lo que representa un 3,2% de la muestra. De las

³ Estas observaciones no se tuvieron en cuenta por atípicas, 347 corresponden a hogares que reportaron gastos negativos en la subcategoría A071 (Adquisición y venta de vehículos), en la cual se registra a las ventas como un gasto negativo, mientras que el resto corresponden observaciones con valores extremos en las variables gasto total o ingreso total.

observaciones restantes pertenecen: 3749 a la región Metropolitana, 5140 a la Pampeana, 4641 a la región Noroeste, 2626 a la región Noreste, 1987 a Cuyo y 2698 a la Patagonia.

III.2 ANÁLISIS DESCRIPTIVO

A continuación, se describen las características principales de los hogares, analizados en esta investigación, y el gasto realizado por los mismos. Al mismo tiempo, se realiza una comparación entre las distintas regiones de la Argentina (Metropolitana, Pampeana, Noroeste, Noreste, Cuyo y Patagonia).

III.2.1 Análisis descriptivo de los hogares por región

Para poder analizar los patrones de consumo, es necesario conocer la composición etaria de los hogares, ya que las necesidades de una persona varían a lo largo de su vida y según su género. En la Tabla 4, se puede apreciar que los hogares del Noroeste, Noreste y Cuyo, son los que poseen en promedio una mayor cantidad de miembros, 3,75, 3,41 y 3,36 respectivamente. Mientras que en las regiones Metropolitana, Pampeana y Patagónica, los hogares tienen 2,89, 2,90 y 2,87. A pesar de esta diferencia, se puede apreciar algunas similitudes, como que la cantidad de mujeres en el hogar es mayor a la cantidad de hombres en todas las regiones, pero la cantidad de niños es mayor a la de niñas, salvo en el Noroeste. Por otro lado, podemos ver que en las categorías menores de 5 años, niñas, niños, mujeres y hombres, Noroeste, Noreste y Cuyo son las regiones que presentan valores mayores al total país, lo cual se condice con que sus hogares son más numerosos. Sin embargo, al ver la cantidad de miembros mayores de 65 años, se puede apreciar que el área Metropolitana, Pampeana y Cuyo, son las que poseen valores mayores al promedio. Lo cual evidencia distintas necesidades en estos hogares, ya que presentan una mayor proporción de miembro de edad avanzada, mientras que en el Noroeste y Noreste hay una mayor proporción de integrantes de menor edad.

Tabla 4: Descripción de la composición de los hogares por región

Región	Menores de 5 años	Niñas	Niños	Mujeres	Hombres	Mayor a 65 años	Cantidad de miembros
Metropolitana	0.254	0.259	0.270	0.902	0.823	0.381	2.891
Pampeana	0.257	0.273	0.282	0.902	0.826	0.363	2.905
Noroeste	0.370	0.389	0.426	1.171	1.058	0.338	3.753
Noreste	0.316	0.368	0.364	1.068	0.953	0.342	3.413
Cuyo	0.311	0.321	0.325	1.038	0.957	0.406	3.359
Patagonia	0.252	0.273	0.296	0.929	0.821	0.294	2.868

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENGHo 2017/18

Por otro lado, debido al rol central que tiene el jefe del hogar en la presupuestación del gasto, se efectúa una comparación a nivel regional en las siguientes tablas. Como se puede ver en la Tabla 5, para las regiones Metropolitana, Noroeste, Noreste y Patagonia, se encuentra la mayor proporción de jefes de los hogares en la categoría mujer entre 30 y 44

años 17,30%, 17,80%, 16,95% y 19,94% respectivamente. Mientras que en la Pampeana es la categoría hombres a partir de los 60 años con un 16,75% y en Cuyo es mujeres a partir de los 60 años con un 21,09%.

Por otro lado, al analizar edad y género por separado, se puede apreciar que la proporción de hogares con jefe de hogar mujer es mayor a la de hombres para todas las categorías de edades en todas las regiones, salvo en Metropolitana, Pampeana y Noreste para mayores de 60 años. Asimismo, los jefes del hogar son proporcionalmente más mujeres que hombres. El caso más extremo es Cuyo, en el cual un 61,55% de los hogares tienen a una mujer como jefe del hogar. En cuanto a las edades, teniendo en cuenta tanto hombres como mujeres, se puede ver que la categoría a partir de 60 años es la que presenta una mayor proporción, seguido por entre 30 y 44 años, luego esta entre 45 y 59 años y por último hasta 30 años. Aunque este patrón de género y edad se repite en todas las regiones, se puede ver una gran diferencia en los porcentajes entre las regiones. Cuyo es la que presenta una mayor proporción de jefe de hogar con edad avanzada, mientras que la Patagonia es la región que muestra proporcionalmente jefes del hogar más jóvenes. Por otro lado, en el Noroeste se ve que los jefes del hogar se concentran más en el rango entre 30 y 59 años, mientras que en la región Pampeana se concentran más en los extremos, menores de 30 años y a partir de 60 años.

Tabla 5: Proporción de hogares agrupados por edad del jefe del hogar, de acuerdo al género, por región

Región	Hasta 30 años		Entre 30 y 44 años		Entre 45 y 59 años		A partir de 60 años	
	Hombre (%)	Mujer (%)	Hombre (%)	Mujer (%)	Hombre (%)	Mujer (%)	Hombre (%)	Mujer (%)
Metropolitana	4.35	5.04	12.32	17.39	11.84	15.58	16.75	16.72
Pampeana	5.41	5.72	13.37	14.84	12.45	15.78	16.42	16.01
Noroeste	3.08	4.59	12.24	17.80	12.67	17.69	15.54	16.40
Noreste	4.00	5.64	12.53	16.95	13.40	16.37	15.58	15.54
Cuyo	3.07	4.83	9.21	17.97	12.08	17.66	14.09	21.09
Patagonia	4.86	4.89	13.31	19.94	12.05	16.49	13.19	15.27

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENGHo 2017/18

Continuando con el análisis, la Tabla 6 da información sobre el nivel de educación de los jefes de hogar por región. Al comparar con el total país, se puede ver que la región Metropolitana parece ser la que presenta jefes del hogar más educados, ya que la cantidad de jefes del hogar con un alto nivel de educación supera en casi un 10% al total país. En el otro extremo, está el Noroeste con más del doble de jefes del hogar sin instrucción y un 9,42% más en la categoría primaria. Por otro lado, la Patagonia tiene una mayor concentración en el nivel de educación secundario que las demás regiones, alcanzando un 42,44%, un 3,92% más que el total país. En cuanto al resto de las regiones, presentan valores muy parecidos al total país, Noroeste y Patagonia poseen un nivel de educación del jefe del hogar ligeramente inferior, mientras que en la área Pampeana es apenas mayor.

Tabla 6: Proporción de hogares de acuerdo al nivel de educación del jefe del hogar, por región

Región	Sin instrucción (%)	Primaria (%)	Secundaria (%)	Superior (%)
Total país	1.20	32.32	38.52	27.84
Metropolitana	0.51	23.98	37.53	37.82
Pampeana	0.82	32.26	38.27	28.48
Noroeste	1.29	34.20	39.04	25.40
Noreste	2.44	41.74	36.79	18.89
Cuyo	1.21	34.42	36.74	27.58
Patagonia	1.56	30.10	42.44	25.83

Nota: Se incluyen en cada categoría, niveles completos e incompletos.

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENGHo 2017/18

Por último, de acuerdo con el marco teórico, uno de los determinantes del nivel de precios es el ingreso. Observando la diferencia que existe entre la cantidad de miembros promedio en el hogar por región, cobra relevancia analizar el ingreso y gasto per cápita. Si bien, estos valores suponen igual peso relativo para cada integrante del hogar, no siempre apropiado debido a las economías de escala en el consumo y las diferentes necesidades de los miembros, pueden considerarse una aproximación válida.

En la Tabla 7, se aprecia la magnitud de las diferencias de ingreso entre las distintas regiones. Por un lado, la Patagonia presenta el mayor ingreso per cápita, \$16.181,30, que es superior en un 40,3% al total país. Por el otro lado, el menor ingreso per cápita promedio se encuentra en el Noreste, siendo de \$7.536,44, casi un 36% menos que el total país. Por lo que, si el poder adquisitivo de un peso fuera el mismo en estas regiones, los hogares de la Patagonia estarían teniendo un nivel de bienestar muy superior al de los hogares en el Noreste, ya que la diferencia de ingreso per cápita entre las dos regiones, alcanza los \$8.654,86. Por lo que, en promedio cada miembro de un hogar en la Patagonia tiene más del doble de ingreso que en el Noroeste. En cuanto a las demás regiones, el área metropolitana es la segunda región con mayor ingreso per cápita, seguido por la región Pampeana, Cuyo y el Noroeste.

Al analizar gastos per cápita e ingreso, se observan diferencias en su distribución. La región Metropolitana supera a Patagonia en cuanto al gasto, siendo mayor en un 41,27% que el total país. Si bien, las demás regiones mantienen el mismo orden, en cuanto al gasto, el Noroeste presenta un gasto 40,87% menor al promedio, es decir que la diferencia es mayor a la del ingreso. Esto lleva a que, el Noroeste y la Patagonia, que son las regiones con menor y mayor ingreso respectivamente, sean donde los hogares gastan una menor proporción de su ingreso, 69,27% y 63,37% respectivamente. Mientras que en el otro extremo, en Cuyo y Metropolitana, los hogares gastan en promedio el 82% de su ingreso. Esto podría corresponderse con diferencias en precios o en los patrones de consumo entre las regiones, complejizando el análisis de bienestar.

Tabla 7: Ingreso y gasto per cápita promedio de los hogares por región a precios corrientes

Región	Ingreso per cápita (\$)	Relación con respecto al total país (%)	Gasto per cápita (\$)	Relación con respecto al total país (%)	Gasto/Ingreso
Total país	11.533,43	100,00	8.816,84	100,00	0,7645
Metropolitana	15.014,80	130,19	12.455,55	141,27	0,8296
Pampeana	12.326,27	106,87	9.715,33	110,19	0,7882
Noroeste	8.203,39	71,13	6.438,53	73,03	0,7849
Noreste	7.526,44	65,26	5.213,51	59,13	0,6927
Cuyo	9.676,48	83,90	7.992,32	90,65	0,8260
Patagonia	16.181,30	140,30	10.254,41	116,30	0,6337

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENGHo 2017/18

III.2.2 Análisis descriptivo del gasto por región

Del análisis realizado en el apartado anterior, se aprecia que los hogares de las distintas regiones difieren considerablemente en el nivel de ingreso per cápita, composición y características del jefe del hogar. Estas diferencias deberían implicar patrones de consumo distintos entre las regiones, tal como se observa en la tabla 7, el nivel de gasto per cápita difiere al igual que la proporción del ingreso que efectivamente se gasta.

En la Tabla 8, se describe la proporción de hogares en cada región que registran consumos en las distintas categorías de gastos. Las regiones de Noreste y Patagonia son las que presentan las proporciones más bajas, mientras que las áreas Metropolitana y Pampeana poseen en promedio los valores más elevados. Los hogares del Noreste gastan proporcionalmente menos en vestimenta, salud, transporte, comunicación, recreación y bienes y servicios varios, mientras que los hogares de la Patagonia reportan proporcionalmente menos alimentos, vivienda y servicios básicos, equipamiento del hogar, educación y restaurantes y hoteles. Por el otro lado, el área metropolitana presenta la mayor proporción de hogares con gastos en equipamiento del hogar, transporte, comunicación, educación, restaurantes y hoteles, bienes y servicios varios, mientras que los hogares en la región Pampeana presentan mayores valores para bebidas alcohólicas y tabaco, vestimenta, salud y recreación.

Al analizar por categoría, no sorprende la gran proporción de hogares que gastan en Alimentos y bebidas (G1) y Vivienda y servicios varios (G4), debido a que se trata de bienes de primera necesidad. En G4, todos los valores están por encima del 99% y no presenta mucha diferencia entre las regiones. Por otro lado, G1 presenta mayores diferencias ya que en la región patagónica solo un 94,7% de sus hogares gastan en dicha categoría, siendo más de un 3% inferior al Noreste que es la segunda región con un menor valor.

En cuanto a Salud (G6), se puede apreciar que las regiones Metropolitana, Pampeana y Cuyo son las que presentan una mayor cantidad de hogares que gastan en este rubro, 58,66%, 60,66% y 57,47% respectivamente. Mientras que el Noreste es la que presenta la menor proporción con un 39,72%, un 14,49% menos que el total país. Las regiones que presentaron

una mayor proporción de miembros de los hogares mayores de 65 años, son las que proporcionalmente más registran gastos, mientras que el Noreste, con hogares compuestos relativamente por miembros más jóvenes, es la que menos gastos reporta.

Asimismo, vemos que en Comunicación (G8), las regiones que se corresponden con mayor ingreso per cápita, son las que presentan una mayor proporción de hogares que gastan en este rubro. Las áreas Metropolitana (92,45%) y Patagonia (92,44%), seguidas por la región Pampeana (90,25%) y por último el Noroeste (84,27%), Noreste (81,34%) y Cuyo (86,06%).

Por último, en Educación (G10), se puede ver que el área Metropolitana es la que presenta un mayor valor 25,50%, mientras que el Noreste y la Patagonia presentan los menores, 16,76% y 13,86%. Estos datos se condicen con los obtenidos en la tabla 6, donde la región Metropolitana fue la que presentó la menor proporción de jefes del hogar sin instrucción y el Noreste y la Patagonia los mayores.

Tabla 8: Porcentaje de hogares que registran consumo en cada una de las categorías de gasto de la ENGHo por región

Categorías del gasto	Total país (%)	Metropolitana (%)	Pampeana (%)	Noroeste (%)	Noreste (%)	Cuyo (%)	Patagonia (%)
G1- Alimentos y bebidas no alcohólicas	98.07	99.07	97.78	99.25	97.75	99.14	94.70
G2- Bebidas alcohólicas y tabaco	38.71	38.70	44.09	29.15	36.98	42.63	43.74
G3- Prendas de vestir y calzado	65.18	67.91	70.88	64.73	55.98	66.73	59.12
G4- Vivienda y servicios básicos	99.46	99.15	99.51	99.70	99.81	99.55	99.00
G5- Equipamiento del hogar	76.43	82.13	80.56	74.12	72.89	76.14	68.24
G6- Salud	54.21	58.66	60.66	56.47	39.72	57.47	43.51
G7- Transporte	84.41	92.13	83.17	87.50	74.98	87.52	77.61
G8- Comunicación	88.08	92.45	90.25	84.27	81.34	86.06	92.44
G9- Recreación	89.64	88.08	92.88	88.71	86.33	87.27	92.18
G10- Educación	21.81	25.50	23.68	24.65	16.76	20.89	13.86
G11- Restaurantes y hoteles	56.89	66.34	58.62	65.65	41.70	55.26	41.40
G12- Bienes y servicios varios	81.81	85.92	85.37	78.88	74.45	81.33	81.84

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENGHo 2017/18

La Tabla 9 presenta el gasto promedio de los hogares en cada una de las categorías de la ENGHo y la participación que representan en el presupuesto total. El Noreste tiene el menor gasto en todas las categorías, mientras que el área metropolitana tiene el mayor gasto salvo por las categorías 2 (bebidas alcohólicas y tabaco), 3 (prendas de vestir y calzado) y 7 (transporte). Sin embargo, al comparar valores nominales, se está suponiendo de forma implícita que el poder de compra es constante en todas las regiones, por lo que resulta ilustrativo comparar las participaciones presupuestarias más que el nivel de gastos en sí mismos.

Tabla 9: Gasto promedio de los hogares en cada una de las doce divisiones de la ENGHO por región

Categorías del gasto	Total país	Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
G1- Alimentos y bebidas no alcohólicas (\$)	5.279,77	5.888,38	5.193,55	5.604,26	4.437,18	5.288,60	4.853,73
G1/ GT (%)	28,77	25,79	26,12	33,98	34,63	28,43	23,56
G2- Bebidas alcohólicas y tabaco (\$)	414,53	482,89	521,57	247,36	277,14	454,85	507,17
G2/ GT (%)	2,07	1,91	2,56	1,35	2,05	2,31	2,44
G3- Prendas de vestir y calzado (\$)	1.533,94	1.616,30	1.725,92	1.434,21	1.000,89	1.561,36	1.723,94
G3/ GT (%)	6,72	5,73	7,22	7,05	6,08	7,23	6,81
G4- Vivienda y servicios básicos (\$)	3.210,76	4.464,08	3.366,19	2.295,90	1.946,83	2.953,11	4.166,79
G4/ GT (%)	16,84	17,87	17,30	14,09	16,57	16,20	20,00
G5- Equipamiento del hogar (\$)	1.132,60	1.479,29	1.211,64	914,13	788,47	1.115,23	1.223,83
G5/ GT (%)	4,57	4,68	4,75	4,19	4,78	4,65	4,50
G6- Salud (\$)	1.249,61	2.081,93	1.393,36	907,96	538,62	1.278,91	1.077,30
G6/ GT (%)	4,79	6,43	5,31	4,30	3,05	5,22	3,73
G7- Transporte (\$)	3.145,91	3.477,70	3.263,45	2.820,23	1.989,08	3.527,60	3.866,05
G7/ GT (%)	11,99	10,95	11,88	12,26	10,86	13,50	13,15
G8- Comunicación (\$)	1.149,05	1.449,38	1.144,61	942,30	874,71	1.043,78	1.440,34
G8/ GT (%)	5,96	6,02	5,77	5,23	6,70	5,32	7,21
G9- Recreación (\$)	1.784,03	2.253,63	2.068,82	1.306,98	975,32	1.706,21	2.253,94
G9/ GT (%)	7,84	7,35	8,69	6,86	7,16	7,51	9,53
G10- Educación (\$)	504,33	1.014,55	426,41	359,85	167,41	532,15	499,79
G10/ GT (%)	1,48	2,46	1,31	1,37	0,77	1,65	1,23
G11- Restaurantes y hoteles (\$)	1.304,52	2.099,36	1.369,00	1.226,73	650,26	1.072,42	1.018,78
G11/ GT (%)	5,29	6,51	5,24	6,34	4,10	4,43	3,71
G12- Bienes y servicios varios (\$)	891,71	1.330,79	940,85	607,96	511,78	870,94	1.061,17
G12/ GT (%)	3,67	4,30	3,85	3,00	3,24	3,56	4,12
GASTO TOTAL	21.601,72	27.639,24	22.626,35	18.668,81	14.158,66	21.406,13	23.693,80

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENGHO 2017/18

Al comparar por región, se puede ver que el Noroeste y Noreste son las regiones con mayor participación presupuestaria en el rubro alimentos y bebidas no alcohólicas (33,98% y 34,63% respectivamente) mientras que el área Metropolitana y la Patagonia presentan la menor participación (25,79% y 23,56% respectivamente). Por lo que, siguiendo con el criterio de Engel en el cual dos hogares poseen el mismo bienestar si gastan la misma proporción en alimentos, podríamos decir que habría una gran diferencia de bienestar entre estos pares de regiones. Los valores obtenidos, se condicen con la regularidad observada de que hogares con mayor cantidad de miembros consumen proporcionalmente más alimentos.

Por otro lado, la segunda categoría más importante luego de alimentos y bebidas no alcohólicas, es la categoría 4 (vivienda, electricidad, gas y otros combustibles). Sin embargo, para este rubro, los resultados parecen ser diametralmente opuestos a los obtenidos en la categoría 1. Noroeste (14,09%), Noreste (16,57%) y Cuyo (16,20%) son las regiones que presentan una menor participación, mientras que la Patagonia (20%), Metropolitana (17,87%)

y Pampeana (17,30%) son las que más. Por lo que, parece observarse una relación inversa entre la cantidad de miembros y la participación en el gasto de viviendas, electricidad, gas y otros combustibles, lo que se corresponde con la idea de economías de escala en el consumo, debido a que al incrementarse la cantidad de miembros en el hogar, el gasto en vivienda aumenta menos que proporcionalmente.

Las grandes diferencias presentes en este rubro, contrastan con la poca variabilidad que refleja la categoría 5, equipamiento y mantenimiento del hogar, en el cual las participaciones presupuestarias se encuentran acotadas entre el 4,78% del Noreste y el 4,19% del Noroeste. Por lo que, a pesar de que las categorías 4 y 5 hacen referencia a la vivienda de los hogares, muestran comportamientos completamente distintos.

En cuanto a la categoría 6, salud, se puede ver que las regiones en la que los hogares gastan proporcionalmente más son las que poseen proporcionalmente más miembros de mayor edad, Metropolitana (6,43%), Pampeana (5,31%) y Cuyo (5,22%).

Asimismo, se evidencia que la región en la que se gasta relativamente más en la categoría 9 (recreación y cultura), es la que posee también el mayor ingreso per cápita promedio, la Patagonia (9,53%). Por el otro lado, el Noroeste y Noreste, que son las regiones con menores ingresos per cápita, son las que menos gastan en este rubro, 6,86% y 7,16% respectivamente.

Adicionalmente, en la categoría 10, educación, los hogares del área Metropolitana son los que más gastan en este rubro (2,46%) y los del Noreste los que menos gastan (0,77%). Esto se condice con los resultados obtenidos en la Tabla 6, en la cual los jefes de hogar de la región metropolitana eran los que poseían mayor nivel de educación y los del Noreste el menor. Por último, en la categoría 11 (restaurantes y hoteles), el Noreste y la Patagonia, que eran las regiones que gastaban proporcionalmente menos de su ingreso, son las que menos gastan, 4,10% y 3,71% respectivamente. Estos resultados, muestran la necesidad de incorporar las variables demográficas en el sistema de demanda.

CAPÍTULO III: METODOLOGÍA

El objetivo de este estudio es contribuir al análisis de los niveles de bienestar regionales a partir de la construcción de un índice de precios regional. Para lograr su cumplimiento, se aplicó una metodología cuantitativa. Se realizó una estimación de un sistema de demanda del tipo QUAIDS (Banks *et al.*, 1997) incluyendo pseudo precios implícitos (Lewbel, 1989) previamente construidos, para lo cual se emplearon los datos de corte transversal de la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares (ENGHo) realizada en todo el país, llevada a cabo entre noviembre de 2017 y noviembre de 2018 por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

En primer lugar, se especifica la forma funcional del sistema a estimar, implementando un sistema del tipo QUAID con la incorporación de las variables demográficas con el método de Gorman. A continuación, se detalla como calcular los índices de precio, a partir de los resultados obtenidos. Luego, se explica cómo se calcularon los pseudo valores unitarios que permiten obtener la información de precios necesaria para efectuar la estimación. Por último, se especifican las correcciones realizadas para evitar sesgo, causado por el exceso de gastos ceros, y endogeneidad.

II.1 ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE DEMANDA

II.1.1 Variables empleadas

Al estimar un sistema de demanda se busca modelar y explicar el comportamiento de gasto en los hogares de la Argentina, en función de los precios de los bienes, las variables demográficas y el gasto total. Con respecto a los precios, la estimación del modelo QUAIDS necesita de precios (p_i) para cada una de las categorías de gastos. En cuanto al gasto, se empleó el gasto corriente, dividiéndolo en las doce categorías de la ENGHo, detalladas en el apartado anterior.

Se emplearon variables dummy para indicar si el hogar correspondía a la región Pampeana, Noroeste, Noreste, Cuyo y Patagonia, quedando el área Metropolitana como la categoría base. Los hogares fueron caracterizados de acuerdo a su composición y a las características del jefe del hogar. En primer lugar, se tuvo en cuenta la cantidad de miembros, distinguiendo entre menores de 5 años, niñas, niños⁴, mujeres, hombres⁵ y mayores de 65 años. En cuanto al jefe del hogar, se incorporaron variables referentes a su edad, género y educación. Por otro lado, para la edad, se utilizó una variable discreta, mientras que para el género se utilizó una variable dummy, considerando femenino como categoría base. Para el nivel de educación se introdujeron dos variables dummy, que indican si el jefe del hogar posee educación secundaria (habiéndola completado o no) o superior (habiéndola completado o no), quedando como categoría base el nivel primaria. Por último, se incorporaron dos dummy

⁴ Se consideró niño o niña a los miembros del hogar que poseen entre 5 y 17 años.

⁵ Se consideró hombre o mujer a los miembros del hogar que poseen entre 18 y 64 años.

adicionales, una para indicar si el hogar posee o no auto propio y otra para referenciar la propiedad de la vivienda.

II.1.2 Especificación del sistema

El sistema de demanda estimado es del tipo QUAIDS (Bank *et al.* 1997), al cual se ha modificado para introducir las variables demográficas con el método de Gorman (1976), trasladando la función de costos. Con esta modificación la ecuación (17) que representa el modelo QUAIDS tradicional, se transforma en la siguiente expresión funcional:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{12} \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_{h=1}^{17} \delta_{i,h} d_h + \beta_i \ln \left\{ \frac{m^*}{a(p)} \right\} + \frac{\lambda_i(p)}{b(p)} \left[\ln \left\{ \frac{m^*}{a(p)} \right\} \right]^2, \quad \text{con } i = 1, 2 \dots 12 \quad (18)$$

Siendo:

$$\ln a(p) = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{12} \sum_{j=1}^{12} \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (19)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^{12} p_i^{\beta_i} \quad (20)$$

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^{12} \lambda_i \ln p_i \quad (21)$$

$$m^* = \frac{m}{P^T(p,d)} \quad (22)$$

$$P^T(p,d) = \sum_{i=1}^{12} \sum_{h=1}^{17} \delta_{i,h} d_h \ln(p_i) \quad (23)$$

En estas ecuaciones, w_i es la participación presupuestaria del bien i , p_i es el precio del bien i , m es el gasto total y d_h es la variable demográfica h del hogar. Por otra parte, $\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i, \lambda_i$ y $\delta_{i,h}$ son los parámetros a estimar. A la ecuación (18), se le imponen algunas restricciones para garantizar la consistencia con la teoría económica. Para que se cumpla la propiedad de aditividad, debe verificarse que $\sum_{i=1}^{12} \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^{12} \gamma_{ij} = 0, \sum_{i=1}^{12} \beta_i = 0, \sum_{i=1}^{12} \lambda_i = 0$ y $\sum_{i=1}^{12} \delta_{i,h} = 0$. Mientras que, para respetar la propiedad de homogeneidad es necesario que $\sum_{i=1}^{12} \gamma_{ij} = 0$. Por último, para que se cumpla la simetría, tenemos que $\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \forall i \neq j$.

En la ecuación (18), las variables demográficas se introducen linealmente en el término $\sum_{h=1}^{17} \delta_{i,h} d_h$, pero también se encuentran dentro de m^* . Como se puede ver en la ecuación (22), m^* es el resultado de escalar el gasto total m por la función $P^T(p,d)$ la cual depende de las variables demográficas y los precios. Con la incorporación de los términos lineales, se puede ver el impacto de las características demográficas en la demanda, mientras que al escalar el gasto se logra que el impacto de los precios en la demanda sea distinto para los hogares de diferentes características demográficas.

Adicionalmente, se debe escoger uno de los bienes, en este caso la categoría "Bienes y servicios varios", como residual para permitir que el sistema esté identificado. Para recuperar los parámetros de la doceava ecuación, se recurre a la propiedad de aditividad, motivo por el cual se utiliza el gasto total como variable m , en lugar de utilizar el ingreso total.

De acuerdo con Menon, Perali y Tommasi (2019), se estimó el sistema de demanda para 11 de las categorías de la ENGHo, con el método NLSUR (*Nonlinear Seemingly Unrelated Regressions*). Como cada ecuación del sistema tiene su propio vector de parámetros, las ecuaciones están aparentemente no relacionadas (Wooldridge, 2002). Sin embargo, las ecuaciones si se relacionan a través del término error ya que, como $\sum_{i=1}^{12} w_i = 1$ y $\sum_{i=1}^{12} \widehat{w}_i = 1$, la sumatoria de los residuos de las 12 ecuaciones dan 0, es decir que se compensan. Por lo que, si uno de los términos de error aumenta, esto debe compensarse con una reducción de alguno de los otros. Estimar mediante NLSUR, permite contemplar esta correlación para obtener estimadores más eficientes.

II.1.2.a Cálculo de los índices de precios

Para calcular los índices de precios se debe, como lo indica la ecuación (1) conocer la función de costos asociada a la ecuación (18). Como el método de Gorman, traslada dicha función, la expresión funcional viene dada por (24), en la cual la función de costo de QUAIDS está multiplicada por el escalar $P^T(p, d)$.

$$C(u, p, d) = a(p). \exp\left(\frac{b(p)}{(1/\ln u) - \lambda(p)}\right) P^T(p, d) \quad (24)$$

Al remplazar la ecuación (24) en la ecuación (1) y aplicando logaritmo, se obtienen el verdadero índice de costo de vida expresado en forma logarítmica, a partir de la comparación del nivel de precio p^1 con p^0 , tal como lo indica la expresión (25), donde u^* es el nivel de utilidad de referencia⁶.

$$\ln P(p^1, p^0, u^*) = [\ln a(p^1) - \ln a(p^0)] + \left[\frac{b(p^1)}{\frac{1}{\ln u^*} - \lambda(p^1)} - \frac{b(p^0)}{\frac{1}{\ln u^*} - \lambda(p^0)} \right] + [P^T(p^1, d^1) - P^T(p^0, d^0)] \quad (25)$$

La expresión (25), puede dividirse en tres términos para un mejor análisis. El primer término $\ln a(p^1) - \ln a(p^0)$, o logaritmo del índice básico, captura el efecto de una inflación uniforme en el costo de vida. Esto se deduce del cumplimiento de las restricciones impuestas anteriormente, $b(p)$, $\lambda(p)$ y $P^T(p, d)$ son homogéneas de grado 0 en precios, mientras que $\ln a(p)$ es homogénea de grado 1. Por lo que, si todos los precios aumentaran una misma proporción θ ($p^1 = \theta p^0$), obtendríamos que $a(p^1) = \theta a(p^0)$, $b(p^1) = b(p^0)$, $\lambda(p^1) = \lambda(p^0)$ y $P^T(p^1, d^1) = P^T(p^0, d^0)$. De esta forma, ante una inflación uniforme, el segundo y tercer término serían cero y el índice daría θ . En cuanto al segundo término, $\frac{b(p^1)}{\frac{1}{\ln u^*} - \lambda(p^1)} - \frac{b(p^0)}{\frac{1}{\ln u^*} - \lambda(p^0)}$, el logaritmo del índice marginal, se interpreta como el componente del verdadero índice de costo de vida que captura el efecto de cambio en los precios relativos (Majumder, Ray y Sinha, 2015). Por último, $[P^T(p^1, d^1) - P^T(p^0, d^0)]$, permite que los efectos de las variaciones en los precios relativos difieran de acuerdo con las características demográficas de los hogar.

⁶ Como nivel de utilidad de referencia se emplea el promedio aritmético del nivel de utilidad de todos los hogares.

II.2 PSEUDO VALORES UNITARIOS

Para estimar el sistema de demanda, primero debemos contar con la información sobre los precios necesaria. Sin embargo, los datos sobre precios no suelen poseer la variabilidad necesaria. Adicionalmente, los precios de mercado no reflejan los precios reales pagados por el hogar debido a factores como las economías de escala causadas por el tamaño del hogar y las diferencias de gustos debido a las características demográficas de los mismos. Esto motivó a los investigadores para desarrollar diversas metodologías para suplir dicha necesidad (Majumder *et al*, 2015). Entre los métodos posibles para generar la información requerida en las estimaciones, se destacan dos: calcular valores unitarios y pseudo valores unitarios. Ambos métodos utilizan la información contenida en las encuestas de gasto de hogares, lo que incorpora las características de los hogares en el cálculo de los precios regionales. Esto permite tener en cuenta la variación de precios entre hogares dentro de una región en un periodo de tiempo, algo que no es posible con el uso del Índice de Precio del Consumidor (IPC).

Los valores unitarios se definen como el resultado de dividir gasto y cantidades compradas y pueden calcularse con la información de la encuesta de los hogares, si la misma posee tanto información del gasto realizado como de la cantidad comprada (Berges *et al*, 2012). Este método generalmente se utiliza para los alimentos, ya que suelen ser los únicos bienes para los cuales está disponible tanto el gasto como las cantidades compradas. Por otro lado, el uso de valores unitarios puede llevar a la obtención de una estimación sesgada, debido a que los precios unitarios son afectados por la calidad, cuanto mejor sea la calidad de los bienes comprados, más altos van a ser los precios unitarios calculados. Particularmente, dado que los hogares con mayores ingresos tienden a comprar bienes de mayor calidad, los precios unitarios van a estar positivamente correlacionados con el ingreso o el total de gasto. Adicionalmente, debido a que los valores unitarios son elegidos, se introduce un sesgo potencial en las estimaciones que los utilizan. Al emplear estos valores para el cálculo de los índices de precios, no podría distinguirse si el resultado obtenido se debe a que los precios de una región difieren de los de otra, o al hecho que en distintas regiones podrían comprarse bienes de diferentes calidades. Además, a causa de que estos precios se derivan de la información reportada sobre gastos y cantidades, los errores de medición de dichas variables, se transmiten a los precios unitarios, causando una correlación espuria negativa (Deaton, 1988). Por último, para un gran número de bienes, como por ejemplo los servicios, los valores unitarios son difíciles de tabular (Menon, Perali y Tommasi, 2019). Todos estos motivos conducen a que en la presente investigación se prefiera calcular los pseudo valores unitarios para obtener la información de precios requerida.

II.2.1 ¿Cómo calcular los Pseudo Valores Unitarios?

Los pseudo valores unitarios constituyen precios implícitos que pueden ser obtenidos a partir de la información contenida en las encuestas de gastos de los hogares. Lewbel (1989) propone este método para estimar la variabilidad de los valores unitarios o precios implícitos en encuestas de corte transversal. Básicamente, su idea parte de emplear la información

demográfica de la misma forma en que se construyen escalas de equivalencia dentro de cada grupo de bienes. La aplicación de este método supone que las preferencias de los individuos pueden ser modeladas a partir de funciones de utilidad débil y homotéticamente separables entre grupos de bienes y que las funciones de sub-utilidad son de tipo Cobb-Douglas, permitiendo la separabilidad y agregación (Ballesteros Moyano, 2011, Atella *et al.*, 2004).

Considerando una función de utilidad separable $U\{u_1(q_1, d), \dots, u_{12}(q_{12}, d)\}$, donde $U(u_1, \dots, u_{12})$ representa la función de utilidad "inter" grupos de bienes y $u_i(q_i, d)$ es la función de sub-utilidad "intra" grupo. El índice $i = 1, \dots, 12$ indica la categoría de la ENGO, mientras n_i es el total de números de bienes q dentro de la categoría i . Las características demográficas, están representadas en el vector d , que afecta a la función de utilidad U , a través de su impacto en las funciones de sub-utilidad "intra" grupos. De esta forma, se puede definir la escala de equivalencia del grupo i de bienes como:

$$M_i(q, d) = \frac{u_i(q, d)}{u_i(q, d^h)} \quad (26)$$

En esta expresión, d^h representa las características demográficas del hogar de referencia. Definiendo $Q_i = u_i(q_i, d^h)$ como un índice de cantidades, se puede reescribir la función de utilidad "inter" grupo como:

$$U(u_1, \dots, u_{12}) = U\left(\frac{Q_1}{M_1}, \dots, \frac{Q_{12}}{M_{12}}\right) \quad (27)$$

Expresión análoga a la técnica que introduce Barten⁷ (1964). Tomando a P_i como un precio índice para el grupo i , obtenido como $P_i = Y_i^h / Q_i$, donde Y_i^h representa el gasto en el grupo i del hogar de referencia. Para asegurar que las demandas grupales tengan escala unitaria, debemos aplicar un factor escalar k_i para el índice de cantidades Q_i que haga a $P_i = 1$ para todo i cuando $p_{ij} = 1$ para todo i y j , así llegamos a que $P_i = Y_i^h / k_i Q_i$. De esta forma, las demandas expresadas como participaciones presupuestarias para cada hogar se corresponden con la estructura de la función de utilidad de Barten, donde Y es el total del gasto:

$$W_i = H_i(P_1 M_1, \dots, P_{12} M_{12}, Y) \quad (28)$$

Bajo el supuesto de funciones homotéticas y separabilidad débil, se modela un proceso de decisión en dos etapas (Deaton and Muellbauer 1980), que implica la existencia de las funciones V_i , tal que $P_i = V_i(p_i, d^h)$ es el índice de precios del grupo i para el hogar de referencia. Por analogía con la definición de las escalas de equivalencia para el grupo siendo $V_i = M_i P_i$, se obtiene:

$$M_i = \frac{V_i(p_i, d)}{V_i(p_i, d^h)} \quad (29)$$

Como se puede apreciar, cuando las demandas son homotéticamente separables, las escalas de cada grupo dependen solamente de los precios relativos dentro de él y de las características demográficas d , como era de esperar dado que la separabilidad homotética

⁷ En las escalas de equivalencia de Barten, se incluyen las características demográficas de un hogar mediante factores de escala para cada bien, lo cual permite no solo incorporar las características demográficas, sino que además introduce las economías de escala en el consumo.

implica una separabilidad fuerte. De la maximización de $u_i(q_i, d)$ sujeta a la restricción presupuestaria “intra” grupo $p_i q_i = y_i$ se obtiene la participación presupuestaria para un bien dentro del grupo i , $w_{ij} = h_{ij}(p_i, d, m_i)$. Para demandas homotéticamente separables, las participaciones presupuestarias no dependen del gasto, de forma que $w_{ij} = h_{ij}(p_i, d)$, y puede verificarse que $V_i = M_i P_i$. Esta información puede ser utilizada en el nivel “inter” grupo en lugar de los precios para estimar $W_i = H_i(V_i, \dots, V_n, Y)$.

Bajo el supuesto de que las funciones de sub-utilidad son del tipo Cobb-Douglas y suponiendo que los parámetros correspondientes a las variables demográficas trasladan la función, se obtiene (30) y las participaciones están dadas por las funciones demográficas tal como indica (31).

$$F_i(q_i, d) = k_i \prod_{j=1}^{n_i} q_{ij}^{m_{ij}(d)} \quad (30)$$

$$w_{ij} = h_{ij}(p_i, d) = m_{ij}(d) \quad (31)$$

Tal que;

$$\sum_{j=1}^{n_i} w_{ij}(d) = \sum_{j=1}^{n_i} m_{ij}(d) = 1 \quad (32)$$

Y la función de utilidad indirecta que corresponde se indica en (33), donde $k_i(d)$ es una función escalar que depende solamente de la elección del hogar de referencia como indica (34).

$$V_i(p_i, d) = M_i P_i = \frac{1}{k_i} \prod_{j=1}^{n_i} \left(\frac{p_{ij}}{m_{ij}} \right)^{m_{ij}} \quad (33)$$

$$k_i = \prod_{j=1}^{n_i} m_{ij} (d^h)^{-m_{ij}(d^h)} \quad (34)$$

Este resultado permite un simple procedimiento para estimar variaciones de precios en encuestas sin información sobre cantidad. Simplemente, se estiman las m_{ij} ecuaciones y las participaciones presupuestarias ajustadas usando la especificación estocástica $\widehat{w}_{ij} = \widehat{h}_{ij} = m_{ij}(d) + e_{ij}$. Suponiendo, sin pérdida de generalidad que $p_{ij} = P_1 = 1$ para todo i y j , se puede obtener la información buscada a partir solamente de los datos demográficos empleando (31) y (32), tratando a los M_i como información sobre precios.

$$M_i P_i = M_i = \frac{1}{k_i} \prod_{j=1}^{n_i} \left(\frac{1}{m_{ij}} \right)^{\widehat{m}_{ij}(d)} = \frac{1}{k_i} \prod_{j=1}^{n_i} m_{ij}^{-m_{ij}} \quad (35)$$

$$\widehat{k}_i(d) = \prod_{j=1}^{n_i} \widehat{m}_{ij}(d^h)^{\widehat{m}_{ij}(d^h)} \quad (36)$$

Una aproximación a la expresión (35) se obtiene al utilizar las participaciones presupuestarias “intra” grupos observados. De esta forma se llega a que los pseudo valores unitarios \widehat{P}_D^i que se pueden obtener mediante la siguiente expresión, donde $i = 1, \dots, n$ indica los distintos grupos considerado; $j = 1, \dots, n_i$ los subgrupos dentro de cada grupo i ; w_{ij} representan la participación del gasto del subgrupo j en el gasto total del grupo i y w_{ij}^h es la

participación del gasto del subgrupo j en el gasto total del grupo i promedio de los hogares considerados en el cálculo.

$$\hat{P}_D^i = M_i P_i = M_i = \frac{\prod_{j=1}^{n_i} w_{ij}^{-w_{ij}}}{\prod_{j=1}^{n_i} w_{ij}^*^{-w_{ij}^*}} \quad (37)$$

Para los casos en que un hogar presente una participación cero para un subgrupo, los pseudo valores unitarios no pueden calcularse como lo indica la ecuación (37) ya que 0^{-0} es indeterminado. Para solucionar este problema, se reemplazan estos 0 por 1. Si bien en un principio este cambio puede parecer inapropiado, ya ahora las participaciones de ese hogar no suman 1 como deberían, este artilugio matemático al multiplicar por 1^{-1} , permite que el termino de esa subcategoría desaparezca para ese hogar. El multiplicar por 1 no altera el resultado de la cuenta, es decir que para el cálculo solo se estarían considerando las subcategorías en las cuales efectivamente gasta cada hogar.

El índice \hat{P}_D^i captura la variabilidad de precios presente en la base de datos de corte transversal, a la cual se puede agregar la variabilidad de los índices de precios regionales para asemejarse a los valores unitarios expresados en forma de índice. De este modo, es posible definir a los pseudo valores unitarios en forma de índice tal como indica (38), donde P_{rm}^i ⁸ es el índice de precios establecido por el INDEC del grupo i en el trimestre m para la región r utilizando como periodo base diciembre de 2016.

$$\hat{P}_{DI}^i = \hat{P}_D^i P_{rm}^i \quad (38)$$

Es decir, que los hogares que viven en la misma región y fueron encuestados en el mismo trimestre, se les asigna el mismo P_{rm}^i , mientras que \hat{P}_D^i es específico para cada hogar.

Por último, para que los pseudos valores unitarios se asemejen a los valores unitarios, es necesario pasarlos a niveles de la siguiente forma:

$$\hat{P}_{DIL}^i = \hat{P}_{DI}^i \bar{y}_i \quad (39)$$

En (39), \bar{y}_i representa el gasto promedio por región en el grupo i valuado en el año base (diciembre de 2016). Esta transformación es fundamental para capturar adecuadamente las elasticidades cruzadas, como se demostró en Atella, Menon y Perali (2004).

Hasta el día de hoy, los pseudo valores unitarios se han implementado en varias investigaciones, Perali (1999); Atella et al. (2004); Hoderlein y Mihaleva (2008) Menon y Perali (2010) y Berges, Pace Guerrero y Echeverría (2012), donde se han obtenido buenos resultados en la estimación de las preferencias de los consumidores. Particularmente, en Atella *et al.* (2004), los autores concluyen que la adopción de pseudo valores unitarios no es perjudicial para el análisis, ya que el método de Lewbel simplemente consiste en agregar la información de la variabilidad de precios presente en las encuestas de corte transversal a los índices de precios. Por lo tanto, este método tiene una gran utilidad práctica, ya que los sistemas de

⁸ Si bien, en esta investigación se utilizan los índices regionales estimados por el INDEC, en otros periodos en los cuales pudiera replicarse esta metodología podría emplearse un mismo índice país trimestral

demandas derivados con estos pseudo valores unitarios, son adecuados para el análisis de bienestar.

II.3 CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN

En los datos de consumo provenientes de una encuesta de gasto, normalmente se observa una gran proporción de valores cero en alguna de las categorías. Como se puede apreciar en la tabla 10, la ENGHo 2017/18 no es la excepción, en la categoría educación hay un 78,19% de hogares que no registraron ningún gasto. Estos valores, se pudieron generar principalmente por tres motivos: la infrecuencia de compra⁹, datos faltantes o missings y soluciones de esquina¹⁰. Por lo que, resulta necesario distinguir entre los ceros obtenidos por el hecho de que el hogar no gastó en el periodo de referencia y los obtenidos por el no consumo de los hogares. Esto se debe a que, la ENGHo brinda información sobre el gasto y no sobre el consumo. Es decir, un hogar podría no haber efectuado gastos en educación en el período de referencia, pero alguno de sus miembros podría estar concurriendo a una escuela privada. En esta situación podría existir consumo pero el mismo no estaría registrado en la encuesta.

Tabla 10: Proporción de gastos cero para cada una de las categorías de la ENGHo

Categorías de gasto	Proporcion de ceros
G1- Alimentos y bebidas no alcohólicas	0,0193
G2- Bebidas alcohólicas y tabaco	0,6129
G3- Prendas de vestir y calzado	0,3482
G4- Vivienda, agua, electricidad, gas y otros combustibles	0,0055
G5- Equipamiento y mantenimiento del hogar	0,2357
G6- Salud	0,4579
G7- Transporte	0,1559
G8- Comunicación	0,1192
G9- Recreación	0,1036
G10- Educación	0,7819
G11- Restaurantes y hoteles	0,4071
G12- Bienes y servicios varios	0,1819

Fuente: Elaboración Propia en base a datos de la ENGHo 2017/18

Este problema puede causar sesgos e inconsistencias en las estimaciones de las demandas y para corregirlo se empleó el método que presentan Blundell y Meghir (1987). Este método consiste en estimar por máxima verosimilitud la siguiente ecuación de log-verosimilitud:

⁹ Debido a que la ENGHo releva los gastos de los hogares dentro de un periodo de referencia, muchos de los valores ceros obtenidos, son causados porque el hogar no gastó en el período de referencia previo a ser encuestado pero eso no implica que el hogar no consume ese bien.

¹⁰ Los valores ceros que son soluciones de esquina, se deben a que el resultado obtenido por la maximización de utilidades determina que no se consuma ninguna cantidad de dicho bien.

$$\log L = \sum \left[-\log \sigma_e - \log \varphi \left(\frac{\Phi(r_i, \alpha)y_i - x_i \cdot \beta}{\sigma_e} \right) + 2 \log \Phi^1(r_i, \alpha) + \log \Phi^2(z_i, \theta) \right] + \sum_0 \left(1 - \Phi^1(r_i, \alpha) \Phi^2(z_i, \theta) \Phi^3(x_i, \beta/\sigma_e) \right) \quad (40)$$

Donde, Φ^1 representa la probabilidad de observar una compra, Φ^2 es la probabilidad de participar en el mercado y Φ^3 es la probabilidad que la variable latente sea mayor a cero ($y_i^* > 0$). Usando esto como expresión general se obtienen 4 alternativas de especificaciones para la función de máxima verosimilitud:

- ❖ Doble Hurdle: Este método se obtiene al incorporar la restricción $\Phi^1 = 1$, por lo que los ceros son causados porque los hogares no pueden o no quieren comprar dicho bien.
- ❖ Durable con solución de esquina: Esta alternativa, también llamada infrecuencia de compra, se obtiene al considerar $\Phi^2 = \Phi^3 = 1$. Es decir que los valores ceros obtenidos se deben exclusivamente a las infrecuencias de compra.
- ❖ Tobit: En este caso todos los valores ceros corresponden a soluciones de esquina. La ecuación a estimar se obtiene al incorporar $\Phi^1 = \Phi^2 = 1$.
- ❖ Durable con solución de esquina: También llamado Tobit con infrecuencia de compra, se obtiene al imponer la restricción de $\Phi^2 = 1$. Esta alternativa considera que los ceros son causados tanto por soluciones de esquina como por infrecuencias en el gasto.

Junto con estos cuatro métodos, también se implementaron los métodos de Hotdeck¹¹ e imputación empleando una regresión por MCO para estimar los gastos para cada una de las subcategorías, utilizando el más apropiado para cada caso. Para elegir que método emplear en cada caso, entre los seis planteados, se recurrió a analizar los bienes que se incluían dentro de cada categoría y considerar los métodos utilizados en otros trabajos de investigación, como en Menon *et al.* (2019). Como resultado, los métodos empleados para cada categoría fueron:

Categoría 1: Alimentos y bebidas no alcohólicas

- Alimentos: Hotdeck
- Bebidas Alcohólicas: Hotdeck

Categoría 2: Bebidas alcohólicas y tabaco

- Bebidas alcohólicas: Doble Hurdle
- Tabaco: Doble Hurdle

Categoría 3: Prenda de vestir y calzado

- Prendas de vestir: Durable sin solución de esquina
- Calzado: Durable sin solución de esquina

Categoría 4: Vivienda, electricidad, agua, gas y otros combustibles

- Alquileres efectivos de la vivienda: Doble Hurdle
- Conservación y reparación de la vivienda: Durable sin solución de esquina
- Suministro de agua y servicios diversos relacionados con la vivienda: Imputar MCO
- Electricidad, gas y otros combustibles: Imputar MCO

¹¹ Este método consiste en reemplazar el valor faltante de una o más variables sin respuesta (Receptor) por valores observados de otra que tiene la información (donante) y que es similar al receptor con respecto a características observadas en ambos casos (Andridge y Little, 2010).

Categoría 5: Equipamiento y mantenimiento del hogar

- Muebles, accesorios, alfombras y otros materiales para pisos: Durable sin solución de esquina
- Productos textiles para el hogar: Durable sin solución de esquina
- Artefactos para el hogar: Durable sin solución de esquina
- Artículos de vidrios y cristal, vajilla y utensilios para el hogar: Durable sin solución de esquina
- Herramientas y equipos para el hogar y el jardín: Durable sin solución de esquina
- Bienes y servicios para la conservación ordinaria del hogar: Durable sin solución de esquina

Categoría 6: Salud

- Productos, artefactos y equipos médicos: Durable sin solución de esquina
- Servicios para pacientes ambulatorios y hospitalarios: Durable sin solución de esquina
- Seguros médicos: Tobit

Categoría 7: Transporte

- Adquisición y venta de vehículos y equipos de transporte personal: Tobit
- Servicios de transporte personal: Tobit

Categoría 8: Comunicación

- Servicios postales, telefónicos y de facsímiles: Tobit
- Equipos telefónicos y de facsímiles: Durable con solución de esquina

Categoría 9: Recreación y cultura

- Equipo audiovisual, fotográfico y de procesamiento de la información: Durable sin solución de esquina
- Otros productos duraderos importantes para recreación y cultura: Durable sin solución de esquina
- Otros artículos para la recreación, jardines y animales domésticos: Durable sin solución de esquina
- Servicios recreativos y culturales: Durable con solución de esquina
- Periódicos, libros, papeles y útiles de oficina: Durable sin solución de esquina
- Paquetes turísticos: Durable con solución de esquina

Categoría 10: Educación

- Enseñanza atribuible a algún nivel: Tobit
- Enseñanza no atribuible a ningún nivel: Tobit

Categoría 11: Restaurantes y hoteles

- Restaurantes y comidas fuera del hogar: Tobit
- Servicios de alojamiento: Durable con solución de esquina

Categoría 12: Bienes y servicios varios

- Cuidado personal y efectos personales: Durable sin solución de esquina
- Protección social, seguros, servicios financieros y otros servicios N.E.P: Tobit

II.4 CORRECCIÓN POR ENDOGENEIDAD

El problema de endogeneidad surge cuando una variable independiente se correlaciona con el término de error. Esto implica, que los coeficientes de la regresión serán sesgados e inconsistentes. En el sistema de demanda planteado en la expresión (18), la variable logaritmo del gasto total, puede presentar este problema. Por lo que siguiendo con Wooldridge (2002), se procedió a evaluar la existencia de endogeneidad y corregirla.

Partiendo de la regresión propuesta en (41) para explicar y_1 con respecto a las variables z_1, z_2 y y_2 , y suponiendo que se desea verificar si y_2 es endógena.

$$y_{1i} = \beta_0 + \beta_1 y_{2i} + \beta_2 z_{1i} + \beta_3 z_{2i} + u_i \quad (41)$$

De acuerdo a la metodología de Wooldridge (2002), se debe regresar y_2 en función de todas las variables explicativas (z_1 y z_2) y al menos una variable instrumental adicional (z_3). Como cada z_j , no está correlacionada con u_i , y_2 no va a estar correlacionada con u_i si y solo si, v_i no está correlacionada con u_i .

$$y_{2i} = \pi_0 + \pi_1 z_{1i} + \pi_2 z_{2i} + \pi_3 z_{3i} + v_i \quad (42)$$

Para probar esto, se introduce en la expresión (41) los residuos (\hat{v}_i) que surgen de (42), tal como lo indica la expresión (43).

$$y_1 = \beta_0 + \beta_1 y_{2i} + \beta_2 z_{1i} + \beta_3 z_{2i} + \varepsilon_1 \hat{v}_i + error \quad (43)$$

De esta forma, si el coeficiente ε_1 es estadísticamente diferente de cero, se concluye que y_2 es en realidad endógena. A parte de evaluar la existencia de endogeneidad, incluir la variable \hat{v}_i , también resuelve la endogeneidad de y_2 .

Para evaluar la existencia de endogeneidad en el modelo, se regresó el logaritmo del gasto por MCO con errores robustos, con respecto de todas las variables explicativas del sistema, es decir las diecisiete variables demográficas ya explicadas, el logaritmo de los doce precios ($\ln(p_i), i = 1, 2, \dots, 12$) y el logaritmo del ingreso (como variable instrumental). De dicha estimación, se obtuvieron los residuos (\hat{v}_i), que se incorporan al sistema de demanda como variable explicativa.

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{12} \gamma_{ij} \ln p_j + \sum_{h=1}^{17} \delta_{i,h} d_h + \beta_i \ln \left\{ \frac{m^*}{a(p)} \right\} + \frac{\lambda_i(p)}{b(p)} \left[\ln \left\{ \frac{m^*}{a(p)} \right\} \right]^2 + \varepsilon_i \hat{v}_i \quad , \quad (44)$$

con $i = 1, 2 \dots 12$

Por lo tanto, si los estimadores ε_i dan significativos, evidencia que el logaritmo del gasto es efectivamente una variable endógena y que la corrección realizada es necesaria. Debido a la propiedad de aditividad de la demanda, a las restricciones sobre los estimadores que ya se plantearon, se le agrega $\sum_{i=1}^{12} \varepsilon_i = 0$. Por último, cabe aclarar que este procedimiento no altera el cálculo de los índices de precios (25), aunque si modifica los estimadores, corrigiendo el problema de endogeneidad.

CAPÍTULO IV: RESULTADOS

En esta sección, se detallan los principales resultados obtenidos a partir de la estimación del sistema de demandas del tipo QUAIDS, expresado en la ecuación (18). En primer lugar, se muestran los pseudo valores unitarios calculados por región para cada rubro de bien considerado. A continuación, ya con la información de precios necesaria, se presentan los resultados más generales de la estimación realizada, mientras que los coeficientes obtenidos son reportados en el Anexo A. Con los estimadores obtenidos, se calculan los índices de precios regionales, que se comparan con los valores presentados por el INDEC para el periodo bajo análisis. Por último, se emplean los resultados obtenidos para realizar una comparación del nivel de bienestar entre las distintas regiones.

IV.1 PSEUDO VALORES UNITARIOS

En la tabla 11 se presentan los pseudo valores unitarios obtenidos por región para las doce categorías de bienes. Para facilitar la lectura de la tabla, se indica sombreado en azul las celdas correspondientes a los valores más bajos y sombreado en rojo a los más altos, a su vez la intensidad del color indica la magnitud de las diferencias.

Al analizar la primera categoría G1, alimentos y bebidas no alcohólicas, se observan diferencias de precios entre las distintas regiones que son considerables. El área Metropolitana presenta los mayores valores para todos los trimestres, seguida por el Noroeste. En el otro extremo, tenemos al Noreste con los menores pseudo valores unitarios en este rubro. La diferencia es tan grande, que el precio que reporta el Noreste en el trimestre de octubre a diciembre de 2018 es inferior al del área Metropolitana en el segundo trimestre de 2018. Sin embargo, la diferencia de precios entre estas dos regiones se mantiene, en términos porcentuales, relativamente estable. En el primer trimestre dicha diferencia es del 33,2%, mientras que en el último trimestre es del 32,8% y haciendo el cálculo para todos los periodos vemos que la misma nunca fue superior al 34% ni inferior al 32%. En cuanto a las tres regiones restantes, las mismas presentan valores muy parecidos entre sí. Las diferencias de precio en este rubro, son particularmente importantes, debido al peso que tiene en el presupuesto del hogar.

En cuanto al rubro bebidas alcohólicas y tabaco, se observa que las diferencias de precios son considerablemente superiores a las observadas en G1. En el Noroeste y Noreste, se evidencia que los pseudo valores unitarios correspondientes al último trimestre de 2018, son inferiores a los obtenidos en las otras cuatro regiones para el último trimestre de 2017. Por otro lado, las regiones Pampeana y Patagónica, presentan los mayores precios. Para este rubro, se tiene que la diferencia entre la región con menores pseudo valores unitarios y la de mayor, es del 96,9% en el trimestre de octubre a diciembre de 2017, mientras que un año después es del 98,36%, aunque ha llegado a estar en el 102,7%.

Continuando con G3, prendas de vestir y calzado, el Noroeste posee los menores pseudo valores unitarios, hasta el punto que el valor obtenido en el último trimestre de 2018 es inferior a los obtenidos en las otras regiones para el mismo trimestre en 2017. Si bien

Patagonia presenta los valores relativamente más elevados, y en el trimestre de octubre a diciembre de 2017 está en el rango de los valores obtenidos por las demás regiones en el mismo trimestre de 2018, la brecha disminuye en el periodo analizado, pasando del 96,2% al 68,23%. Asimismo, las regiones Metropolitana, Pampeana, Noroeste y Cuyo presentan valores parecidos a lo largo de todo el periodo.

Al analizar los pseudo valores unitarios obtenidos en el rubro G4, vivienda, agua, electricidad, gas y otros combustibles, el segundo rubro con mayor participación presupuestaria luego de G1, se observa que al igual que en alimentos y bebidas no alcohólicas, el área Metropolitana presenta los mayores valores, mientras que el Noreste posee los menores. En este caso, si bien la diferencia es del 146,32% en el primer trimestre analizado y 145,85% en el último, la misma no se mantuvo estable en todo el periodo, alcanzando el 128,68%. Al observar todas las regiones en su conjunto, se encuentra un escalonamiento en el cual las diferencias son elevadas. Es decir, a pesar de que las regiones se pueden ordenar de menor a mayor (Noreste, Noroeste, Cuyo, Pampeana, Patagonia y Metropolitana), la diferencia entre dos regiones consecutivas sigue siendo considerable.

Tabla 11: Pseudo valores unitarios obtenidos por región para las distintas categorías de gasto

CATEGORÍA	REGIÓN	Oct-Dic 2017	Ene-Mar 2018	Abr-Jun 2018	Jul-Sep 2018	Oct-Dic 2018
G1	Metropolitana	\$ 4.789,11	\$ 5.042,28	\$ 5.439,45	\$ 6.151,47	\$ 7.188,25
	Pampeana	\$ 4.212,45	\$ 4.432,04	\$ 4.786,17	\$ 5.584,33	\$ 6.342,38
	Noroeste	\$ 4.530,40	\$ 4.729,69	\$ 5.035,96	\$ 5.791,12	\$ 6.562,12
	Noreste	\$ 3.593,01	\$ 3.819,35	\$ 4.071,23	\$ 4.644,38	\$ 5.411,99
	Cuyo	\$ 4.161,08	\$ 4.266,03	\$ 4.739,72	\$ 5.381,59	\$ 6.155,76
	Patagonia	\$ 4.104,59	\$ 4.431,33	\$ 4.707,67	\$ 5.443,44	\$ 6.400,32
G2	Metropolitana	\$ 386,19	\$ 395,47	\$ 412,58	\$ 440,24	\$ 484,45
	Pampeana	\$ 418,20	\$ 435,28	\$ 452,76	\$ 483,59	\$ 525,55
	Noroeste	\$ 212,29	\$ 214,88	\$ 226,19	\$ 238,58	\$ 264,94
	Noreste	\$ 223,88	\$ 232,68	\$ 248,11	\$ 267,83	\$ 291,95
	Cuyo	\$ 366,25	\$ 381,54	\$ 394,52	\$ 417,52	\$ 453,42
	Patagonia	\$ 415,29	\$ 421,96	\$ 443,81	\$ 475,20	\$ 515,89
G3	Metropolitana	\$ 1.194,70	\$ 1.202,76	\$ 1.320,41	\$ 1.412,93	\$ 1.538,55
	Pampeana	\$ 1.257,22	\$ 1.280,59	\$ 1.401,92	\$ 1.459,38	\$ 1.620,88
	Noroeste	\$ 1.184,98	\$ 1.199,61	\$ 1.279,85	\$ 1.356,14	\$ 1.497,77
	Noreste	\$ 788,40	\$ 807,27	\$ 860,42	\$ 939,76	\$ 1.088,82
	Cuyo	\$ 1.266,70	\$ 1.304,18	\$ 1.363,48	\$ 1.449,69	\$ 1.597,45
	Patagonia	\$ 1.547,60	\$ 1.612,69	\$ 1.669,51	\$ 1.740,03	\$ 1.831,74
G4	Metropolitana	\$ 3.400,59	\$ 3.933,39	\$ 4.133,21	\$ 4.440,01	\$ 5.147,24
	Pampeana	\$ 2.160,68	\$ 2.601,14	\$ 2.709,69	\$ 2.888,12	\$ 3.389,82
	Noroeste	\$ 1.492,25	\$ 1.747,84	\$ 1.983,39	\$ 2.130,76	\$ 2.452,95
	Noreste	\$ 1.380,52	\$ 1.569,26	\$ 1.757,04	\$ 1.940,02	\$ 2.093,60
	Cuyo	\$ 1.823,65	\$ 2.079,30	\$ 2.330,40	\$ 2.503,51	\$ 2.989,88
	Patagonia	\$ 3.129,99	\$ 3.579,48	\$ 3.843,67	\$ 4.019,09	\$ 4.939,65

Fuente: elaboración propia

Continuando con los rubros presentes en la tabla 11, en la categoría equipamiento y mantenimiento del hogar (G5), se detecta que el Noreste es la región con menores pseudo valores unitarios, seguido por Cuyo y Noroeste. En el otro extremo, se encuentra la Patagonia que posee valores considerablemente superiores al resto de las regiones. La diferencia entre la Patagonia y el Noreste es del 50,78% en octubre a diciembre del 2017, mientras que en el mismo trimestre del 2018 ascienda al 51,12%, por lo que se mantiene considerablemente estable durante el periodo analizado.

Con respecto al rubro salud (G6), se observa que el área Metropolitana posee los mayores pseudo valores unitarios, llegando a superar en el primer trimestre analizado los valores obtenidos por otras regiones en el último trimestre. Por el otro lado, Noreste posee los menores valores, obteniendo en octubre diciembre del 2018 un importe de \$660,42, inferior al valor reportado por las demás regiones un año antes. En cuanto a las cuatro regiones restantes, si bien el área Pampeana presenta valores superiores, las otras tres poseen pseudo valores unitarios muy parecidos en todo el periodo analizado. Cabe recalcar, que la diferencia entre el área Metropolitana y el Noreste fue tanto al principio como al final del periodo del 197,56%, aunque alcanzo los 210,85% en el primer trimestre de 2018.

Siguiendo con la categoría de transporte (G7), si bien el Noreste es claramente la región que presenta menores valores, los valores máximos se disputan entre las regiones Metropolitana, Cuyo y Patagonia. En los dos primeros trimestres del 2018, Cuyo reporta los mayores pseudo valores unitarios mientras que la Patagonia posee los valores máximos el resto de periodos. En este rubro, la diferencia porcentual entre el valor máximo y el valor mínimo es del 79% tanto al principio como al final del periodo analizado, aunque escalo al 89% en el primer trimestre del 2018.

En cuanto a la categoría de comunicación (G8), se reconoce que hay tres comportamientos distintos. Por un lado, el Noreste y Noroeste poseen los pseudo valores unitarios menores, Cuyo y Pampeana presenta los valores intermedios y por ultimo las regiones Metropolitana y Patagonia tienen los mayores valores. La diferencia entre la Patagonia, que es la región que reporta lo valores máximos y el Noreste, que reporta los valores mínimos, es del 66% en el último trimestre del 2017, reduciéndose al 53% en el trimestre de octubre a diciembre de 2018.

Tabla 11 (Cont.): Pseudo valores unitarios obtenidos por región para las categorías de gasto

CATEGORÍA	REGIÓN	Oct-Dic 2017	Ene-Mar 2018	Abr-Jun 2018	Jul-Sep 2018	Oct-Dic 2018
G5	Metropolitana	\$ 684,27	\$ 719,74	\$ 769,88	\$ 883,11	\$ 1.045,16
	Pampeana	\$ 679,61	\$ 700,06	\$ 772,02	\$ 857,07	\$ 1.021,05
	Noroeste	\$ 636,36	\$ 661,88	\$ 728,38	\$ 818,78	\$ 964,20
	Noreste	\$ 559,32	\$ 580,69	\$ 644,64	\$ 712,99	\$ 866,93
	Cuyo	\$ 583,47	\$ 626,83	\$ 706,65	\$ 785,34	\$ 951,36
	Patagonia	\$ 843,37	\$ 861,83	\$ 988,66	\$ 1.102,43	\$ 1.311,11
G6	Metropolitana	\$ 1.277,99	\$ 1.452,50	\$ 1.416,88	\$ 1.626,06	\$ 1.965,16
	Pampeana	\$ 899,07	\$ 998,33	\$ 1.004,78	\$ 1.126,25	\$ 1.362,89
	Noroeste	\$ 701,41	\$ 763,17	\$ 766,02	\$ 874,64	\$ 1.058,84
	Noreste	\$ 429,12	\$ 467,27	\$ 460,60	\$ 541,82	\$ 660,42
	Cuyo	\$ 741,44	\$ 813,09	\$ 812,31	\$ 911,85	\$ 1.101,45
	Patagonia	\$ 727,61	\$ 776,72	\$ 804,15	\$ 915,19	\$ 1.094,88
G7	Metropolitana	\$ 1.805,88	\$ 1.930,91	\$ 2.181,43	\$ 2.498,91	\$ 3.033,03
	Pampeana	\$ 1.652,54	\$ 1.775,46	\$ 1.944,06	\$ 2.304,04	\$ 2.803,86
	Noroeste	\$ 1.541,04	\$ 1.674,45	\$ 1.846,34	\$ 2.133,92	\$ 2.575,62
	Noreste	\$ 1.048,75	\$ 1.114,88	\$ 1.265,17	\$ 1.466,63	\$ 1.799,40
	Cuyo	\$ 1.780,91	\$ 2.109,34	\$ 2.295,16	\$ 2.595,96	\$ 3.123,72
	Patagonia	\$ 1.880,95	\$ 1.990,30	\$ 2.230,04	\$ 2.707,78	\$ 3.223,04
G8	Metropolitana	\$ 948,34	\$ 1.037,86	\$ 1.132,79	\$ 1.287,26	\$ 1.417,77
	Pampeana	\$ 757,64	\$ 841,85	\$ 953,80	\$ 1.066,15	\$ 1.177,71
	Noroeste	\$ 651,01	\$ 721,65	\$ 805,16	\$ 904,09	\$ 990,72
	Noreste	\$ 641,32	\$ 706,38	\$ 792,57	\$ 869,65	\$ 948,96
	Cuyo	\$ 759,25	\$ 826,83	\$ 908,86	\$ 989,08	\$ 1.094,48
	Patagonia	\$ 1.065,76	\$ 1.135,04	\$ 1.223,45	\$ 1.333,80	\$ 1.455,34

Fuente: elaboración propia

Pasando a la última parte de la tabla 11, se muestra que en la categoría recreación y cultura (G9) hay un claro escalonamiento de los pseudo valores unitarios, donde la Patagonia presenta los mayores valores, seguida por el área Metropolitana, Pampeana, Cuyo, Noreste y por último, con los menores valores observados el Noreste. En este caso, la diferencia entre los máximos y mínimos, enseña una tendencia creciente, empezando con un 138% y terminando con más del 150%.

Prosiguiendo con el rubro G10, educación, se observa marcadamente la brecha de precios que domina estos resultados. Por un lado, los pseudo valores unitarios reportados por la región Metropolitana son más del doble que los del resto de regiones. Mientras que, por el otro lado, el Noreste presenta valores que son menos de la mitad que el resto. Al combinar ambos datos, se obtiene la diferencia es del 589% entre octubre y diciembre de 2017 y asciende al 632% en el mismo trimestre de 2018, mostrando una tendencia creciente.

En cuanto a la categoría restaurantes y hoteles (G11), se aprecia un comportamiento similar al comentado para categoría anterior de los precios entre regiones. La diferencia entre

los valores máximos y mínimos es de 182% al inicio del periodo analizado y del 180% al finalizar el periodo, aunque en el primer trimestre de 2018 alcanzó los 196%.

Por último, al analizar Bienes y Servicios varios (G12), se observa que el Noreste posee los menores pseudo valores unitarios seguido del Noroeste. Por el contrario, el área Metropolitana presenta los mayores, llegando a superar los del Noreste en un 137% en el último trimestre de 2017 y aumentando esta diferencia hasta el 145% en el 2018. Adicionalmente, la regiones Pampeana, Cuyo y Patagonia, reportaron valores relativamente parecidos.

Tabla 11 (Cont.): Pseudo valores unitarios obtenidos por región para las categorías de gasto

CATEGORÍA	REGIÓN	Oct-Dic 2017	Ene-Mar 2018	Abr-Jun 2018	Jul-Sep 2018	Oct-Dic 2018
G9	Metropolitana	\$ 1.368,57	\$ 1.447,96	\$ 1.511,00	\$ 1.755,02	\$ 1.963,34
	Pampeana	\$ 1.222,52	\$ 1.293,38	\$ 1.394,51	\$ 1.603,46	\$ 1.764,12
	Noroeste	\$ 928,49	\$ 995,26	\$ 1.057,80	\$ 1.191,57	\$ 1.346,00
	Noreste	\$ 645,36	\$ 698,60	\$ 708,69	\$ 733,27	\$ 872,29
	Cuyo	\$ 1.047,03	\$ 1.095,08	\$ 1.171,67	\$ 1.355,99	\$ 1.527,14
	Patagonia	\$ 1.540,00	\$ 1.660,74	\$ 1.727,12	\$ 1.940,81	\$ 2.188,17
G10	Metropolitana	\$ 698,71	\$ 758,50	\$ 815,63	\$ 820,16	\$ 898,85
	Pampeana	\$ 311,00	\$ 336,17	\$ 358,85	\$ 359,24	\$ 379,96
	Noroeste	\$ 261,48	\$ 286,82	\$ 318,17	\$ 312,86	\$ 328,92
	Noreste	\$ 118,59	\$ 130,88	\$ 141,67	\$ 137,34	\$ 142,07
	Cuyo	\$ 371,11	\$ 398,35	\$ 439,72	\$ 426,83	\$ 462,09
	Patagonia	\$ 335,93	\$ 372,16	\$ 408,88	\$ 396,91	\$ 409,40
G11	Metropolitana	\$ 1.095,70	\$ 1.175,46	\$ 1.219,06	\$ 1.308,47	\$ 1.445,89
	Pampeana	\$ 786,32	\$ 815,97	\$ 851,60	\$ 890,23	\$ 1.003,34
	Noroeste	\$ 706,23	\$ 746,19	\$ 758,60	\$ 842,07	\$ 938,61
	Noreste	\$ 387,38	\$ 397,12	\$ 420,60	\$ 451,16	\$ 516,35
	Cuyo	\$ 592,52	\$ 658,41	\$ 675,13	\$ 708,87	\$ 786,98
	Patagonia	\$ 557,95	\$ 594,92	\$ 620,54	\$ 646,59	\$ 723,86
G12	Metropolitana	\$ 951,66	\$ 1.017,77	\$ 1.060,02	\$ 1.188,24	\$ 1.400,91
	Pampeana	\$ 740,29	\$ 779,61	\$ 811,71	\$ 935,96	\$ 1.114,69
	Noroeste	\$ 447,63	\$ 474,54	\$ 498,25	\$ 554,05	\$ 655,95
	Noreste	\$ 401,23	\$ 407,00	\$ 426,54	\$ 489,04	\$ 571,01
	Cuyo	\$ 678,06	\$ 723,86	\$ 751,34	\$ 850,76	\$ 1.001,90
	Patagonia	\$ 748,87	\$ 783,38	\$ 814,81	\$ 914,53	\$ 1.122,46

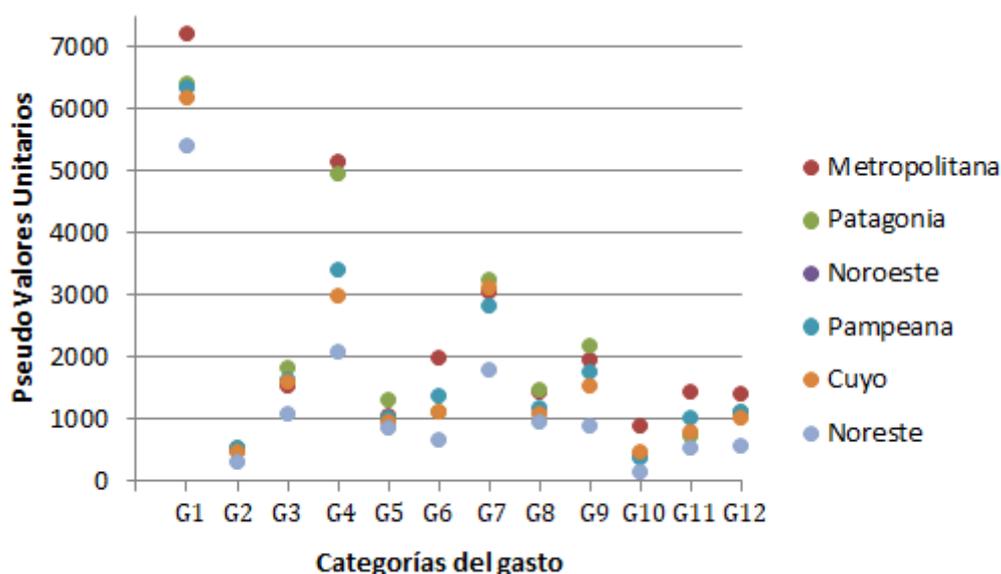
Fuente: elaboración propia

A modo de síntesis, cabe resaltar que en la tabla 11, se observa que existen diferencias en los pseudo valores unitarios entre las distintas regiones, para todos los rubros que componen el presupuesto de los hogares. En la categoría alimentos y bebidas no alcohólicas (G1) se reportó la menor diferencia, de 33%, mientras que en educación (G10) se encontró la

mayor, alcanzando el 532%. Por otro lado, no se halló evidencia sustancial sobre el comportamiento de dichas diferencias con el paso del tiempo. Si bien varias categorías mostraron relativa estabilidad de precios, algunas mostraron una clara tendencia. En prendas de vestir y calzado (G3) Y en comunicación (G8) las diferencias se redujeron durante el periodo analizado, mientras que en recreación y cultura (G9) y en bienes y servicios varios (G12), aumentaron.

Por otro lado, al observar la figura 6, se aprecia que el Noreste exhibió consistentemente los menores pseudo valores unitarios en las doce categorías de gasto. En el otro extremo, el área Metropolitana tuvo los mayores valores en seis de los doce rubros (G1, G4, G6, G10, G11 y G12), mientras que la Patagonia presentó los valores máximos en G3, G5, G7), G8 Y G9. Por lo que, si bien no es correcto utilizar los pseudo valores unitarios para reportar índices de precio, debido a que no surgen aún de un sistema de demanda, brindan idea de la variabilidad y dirección que indicarán los índices de precios regionales. Particularmente, parece cumplirse que las regiones con mayor ingreso, también poseen mayores niveles de precios, lo que refuerza la importancia de deflactar regionalmente los ingresos a los efectos de comparar el nivel de bienestar.

Figura 6: Pseudo valores unitarios por región para las categorías de gasto, trimestre octubre – diciembre 2018



Fuente: elaboración propia

IV.2 ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE DEMANDA

El sistema de demanda estimado presenta un buen ajuste a los datos, el R^2 promedio es de 0,7013, aunque como lo muestra la tabla 12, algunos rubros presentaron un mejor ajuste que otros. Por otro lado, los λ_i estimados dieron significativos, al 1%, para las doce ecuaciones, lo cual refuerza la evidencia de Banks *et al.* (1997) sobre la necesidad de incorporar el término cuadrático.

Tabla 12: Pseudo R² del sistema de demanda QUAIDS

R ²	W ₁	W ₂	W ₃	W ₄	W ₅	W ₆	W ₇	W ₈	W ₉	W ₁₀	W ₁₁
QUAIDS	0.8808	0.3594	0.9597	0.837	0.9271	0.6575	0.6629	0.8268	0.8854	0.2232	0.5151

Fuente: elaboración propia

Los $\hat{\beta}_i$, a excepción de G1, G6 y G12, dieron significativos al 1%. Por otro lado, la significatividad de $\hat{\epsilon}_i$ para todas las categorías, a excepción de G4, muestra la existencia de endogeneidad y lo acertado de corregirla. En el caso de $\hat{\gamma}_{ij}$, se observa que para los valores de la diagonal principal ($i=j$), dieron en su mayoría negativos salvo por los correspondientes a vestimenta y educación, por lo que un aumento en su precio, reduce su participación (Ver tabla 21 del Anexo A).

En cuanto a las variables demográficas, se observa que los estimadores correspondientes a las dummy regionales en su mayoría dieron significativos, lo cual evidencia que, aun controlando por la composición del hogar y otras variables, las regiones siguen mostrando diferencias en los patrones de consumo.

Adicionalmente, al analizar lo que sucede en algunas categorías de gasto en particular se observa que se reproduce mayormente el comportamiento de las participaciones presupuestadas calculadas en la Tabla 9. Para las ecuaciones correspondientes a W6, W10, W11 Y W12, los estimadores correspondientes a las dummy regionales son negativos, por lo que el área Metropolitana es la que posee mayor participación presupuestaria en esos rubros. Resulta interesante que, aun controlando por la cantidad de miembros del hogar con más de 65 años, esta región siga reportando un mayor gasto relativo en salud. Igualmente, en educación, a pesar de controlar por la composición del hogar y el nivel de educación del jefe del hogar, la región Metropolitana posee una mayor participación. Por otro lado, para W1 y W3, todos dieron positivos, es decir que los hogares que viven en el área Metropolitana gastan relativamente menos en alimentos y bebidas no alcohólicas y en vestimenta, controlando por las demás variables.

Al analizar lo que sucede con las variables correspondientes a la composición del hogar (menores de 5 años, niños, niñas, hombre, mujer y mayores de 65), se observa que en W1, todos los estimadores dieron positivos y significativos, por lo que la incorporación de un miembro al hogar, aumenta el gasto relativo en alimentos independientemente de su edad o género. Lo opuesto sucede en W4, donde todos los valores dieron negativos y significativos, vale decir que una mayor cantidad de miembros del hogar no aumenta proporcionalmente el gasto en vivienda y servicios básicos y reduce la participación de este rubro. En cuanto al rubro vestimenta, si bien todas las variables dieron significativas, las correspondientes a niños dieron estimadores positivos y las correspondientes a los adultos, negativos. Puede interpretarse que los miembros del hogar menores de 18 años parecen ser los que aumentan la participación de este rubro. Esta conclusión parece correcta, si se considera que hasta los 18 años, las personas se encuentran en etapa de crecimiento. La edad de los miembros también es importante, pero con signo inverso en la categoría 7, transporte. En este rubro, son los miembros del hogar de más de 18 años los que aumentan la participación presupuestaria.

En salud, como era de esperar, los miembros mayores de 65 años, se corresponden con signo positivo, mientras que para el resto de los integrantes fueron negativos. La importancia relativa de los gastos en salud aumenta con la edad de los miembros, al tiempo que los miembros más jóvenes priorizan el gasto en otras categorías, respondiendo a las necesidades impuestas por el ciclo de vida. Esto mismo se refleja en W8, comunicación, en donde a excepción de menores a 5 años con signo negativo, todas las demás variables dieron positivas. Finalmente, respecto a educación, niños, niñas y mujeres se corresponden con signos positivos, mientras que los menores de 5 años, hombres y los mayores de 65 años, negativos. Comportamiento que podría relacionarse con los gastos de educación privada en las etapas primaria y secundaria, mientras que la oferta universitaria pública del país, disminuye los gastos de los mayores.

La variable sexo del jefe del hogar tiene diferentes impactos en las categorías del gasto, y en todos los casos fue significativa. Un jefe varón, reduce la participación en vestimenta y educación, pero aumenta en salud. El resultado en W10, es particularmente interesante ya que se condice con lo obtenido en las variables demográficas, una mujer adicional en el hogar aumenta la participación en educación y un hombre adicional la reduce, por lo que parece ser que las mujeres gastan en general, relativamente más que los hombres en educación o bien dan más importancia a este rubro. La educación del jefe de hogar se asocia con signos positivos, en equipamiento del hogar, salud, recreación, educación y restaurantes y hoteles. Considerando que mayor nivel de educación del jefe, aumenta la probabilidad de su desempeño en puestos de mayor calificación en el mercado laboral, tiene sentido el incremento de la participación presupuestaría en gastos asociados a un mejor nivel de vida.

Respecto de los resultados para las variables propiedad de un auto en el hogar y de la vivienda que ocupan, se verifica que la primera indica un aumento de la participación presupuestaria en transporte, a costa de los demás rubros mientras que la segunda, indica una reducción del gasto relativo en vivienda y servicios básicos. A su vez, los hogares propietarios de la vivienda gastan relativamente más en equiparla y mantenerla (W5).

IV.3 CÁLCULO DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS REGIONALES

Una vez realizada la estimación, con los parámetros obtenidos y reemplazando en la ecuación (24) se calcula el costo necesario para que cada hogar alcance el nivel de utilidad de referencia (la utilidad promedio de todos los hogares encuestados). En la Tabla 13, se indican los valores que surgen tanto para el total país como para cada región¹², para cada trimestre analizado.

¹² En el anexo C, se encuentra la misma información segmentada por provincia.

Tabla 13: Costo de vida por región y por trimestre para alcanzar el nivel de utilidad de referencia

Trimestre	Total País (\$)	Metropolitana (\$)	Pampeana (\$)	Noroeste (\$)	Noreste (\$)	Cuyo (\$)	Patagonia (\$)
Oct-Dic 2017	14.240,27	16.271,54	13.404,72	14.062,47	12.158,90	13.133,30	16.175,22
Ene-Mar 2018	15.337,82	17.610,83	14.574,75	15.099,67	13.012,51	14.314,46	17.439,70
Abr-Jun 2018	16.498,00	18.733,63	15.577,53	16.172,23	14.066,32	15.435,09	18.567,03
Jul-Sep 2018	18.358,18	20.799,41	17.464,80	18.144,28	15.704,86	17.085,25	20.553,41
Oct-Dic 2018	21.168,12	24.083,31	20.065,78	20.824,80	18.014,34	19.775,40	24.012,80

Fuente: elaboración propia

Por otro lado, al remplazar en (25) y aplicar exponencial, se obtienen los índices de precios para cada región en los periodos analizados. Cabe aclarar, que el mismo resultado se puede obtener mediante la ecuación (1) al utilizar en el denominador el costo promedio para alcanzar el nivel de utilidad de referencia (\$17.222,3). Los resultados obtenidos, se indican en la Tabla 14.

Tabla 14: Índices de precios regionales

Trimestre	Total País	Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
Oct-Dic 2017	0.8269	0.9448	0.7783	0.8165	0.7060	0.7626	0.9392
Ene-Mar 2018	0.8906	1.0226	0.8463	0.8768	0.7556	0.8312	1.0126
Abr-Jun 2018	0.9579	1.0878	0.9045	0.9390	0.8167	0.8962	1.0781
Jul-Sep 2018	1.0660	1.2077	1.0141	1.0535	0.9119	0.9920	1.1934
Oct-Dic 2018	1.2291	1.3984	1.1651	1.2092	1.0460	1.1482	1.3943

Fuente: elaboración propia

Tanto con el costo que se encuentra en la Tabla 13, como con los índices de precios de la Tabla 14, se puede apreciar que las regiones Metropolitana y Patagonia poseen un costo mayor al promedio para alcanzar el mismo nivel de bienestar en todos los trimestres, siendo el área Metropolitana el que reporta mayores valores. En cuanto al resto de regiones, el Noreste presenta los menores valores seguido de Cuyo, Pampeana y Noroeste.

Para una mejor comparación, en la Tabla 15 se presenta la misma información que en la Tabla 14 pero tomando como base al cuarto trimestre de 2017 para el Noreste. Los índices que se presentan en dicha tabla, no solo permiten deflactar temporalmente al igual que los índices del INDEC de la Tabla 3, sino que también deflactan espacialmente. De esta forma, se puede afirmar que un hogar del área Metropolitana en el último trimestre del 2018, debe gastar en promedio un 98,07% más para alcanzar el mismo nivel de bienestar que un hogar del Noroeste de la Argentina en el primer trimestre de 2017.

Tabla 15: Índices de precios regionales con el primer trimestre de Noreste como año base

Trimestre	Total País	Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
Oct-Dic 2017	117.12	133.82	110.25	115.66	100.00	108.01	133.03
Ene-Mar 2018	126.14	144.84	119.87	124.19	107.02	117.73	143.43
Abr-Jun 2018	135.69	154.07	128.12	133.01	115.69	126.94	152.70
Jul-Sep 2018	150.99	171.06	143.64	149.23	129.16	140.52	169.04
Oct-Dic 2018	174.10	198.07	165.03	171.27	148.16	162.64	197.49

Fuente: elaboración propia

IV.3.1 Comparación con los Índices del INDEC

Como se mencionó en la sección de antecedentes, hasta el momento no hay ninguna investigación con la cual se pueda comparar los resultados directamente. Los índices publicados por el INDEC, son los más cercanos que se puede encontrar, ya que si bien no permiten deflactar espacialmente, si lo hacen temporalmente. Para poder hacer comparables los índices calculados con los del INDEC, se divide para cada región el valor correspondiente al último trimestre de 2018 por el último trimestre de 2017, de esta forma se expresan los índices respecto del primer trimestre analizado como base y se obtiene la inflación acumulada en el periodo correspondiente a cada región.

La Tabla 16 indica la inflación para el periodo analizado que surge a partir de los resultados de esta investigación y los cálculos del INDEC. Al comparar ambos índices, se puede apreciar que los índices estimados vía un sistema de demanda, son mayores para todas las regiones, salvo la Patagonia, en comparación a los índices del INDEC. En la región Pampeana, se encuentra la mayor diferencia, siendo que la inflación estimada en esta investigación es un 2% mayor.

De acuerdo a la teoría, esto debería ser al revés ya que el índice de Laspeyres no tiene en cuenta el efecto sustitución. Una posible explicación a esta inconsistencia, es el cambio en los ponderadores. El INDEC utiliza como ponderadores las participaciones obtenidas en la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares realizada en el 2004/2005, mientras que este trabajo emplea los datos provenientes de la misma encuesta pero para los años 2017/2018.¹³

Finalmente, para poder comparar, se calcularon con los pseudo valores unitarios obtenidos, nuevos índices de Laspeyres pero con ponderadores provenientes de la ENGHo 2017/18. En la Tabla 16, se observa que estos índices dieron superiores a los obtenidos mediante la estimación del sistema de demanda, salvo por el Noroeste que dio ligeramente inferior, un 0,26%. En promedio, los índices correspondientes a la estimación de un sistema de demanda, reportaron una inflación inferior en 2,37 puntos porcentuales, siendo la Patagonia la región en donde se presenta la mayor diferencia, 5,62 puntos porcentuales.

¹³ Ambos ponderadores se encuentran en el anexo B

Tabla 16: Índices de precios por región con el último trimestre de 2017 como base

Índice de precios	Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
Sistema de Demanda	148.01	149.69	148.09	148.16	150.57	148.45
Laspeyres 2004/5	146.86	147.62	146.88	146.84	149.35	149.18
Laspeyres 2017/8	150.29	151.64	147.83	151.05	152.31	154.07

Fuente: elaboración propia

IV.4 COMPARACIÓN DEL NIVEL DE BIENESTAR

Con los índices y los costos obtenidos en la sección anterior, es posible comparar el nivel de bienestar de los hogares en las distintas regiones. Se puede observar la proporción de hogares en cada región que posee un ingreso superior al costo necesario para alcanzar el nivel de utilidad de referencia (tabla 17).

Las regiones Patagonia y Pampeana, poseen una mayor proporción de hogares con capacidad de solventar los costos requeridos para alcanzar un mismo nivel de bienestar, 70,19% y 71,38% respectivamente. Mientras que el Noroeste y el Noreste presentan las proporciones más bajas, 58,74% y 57,04%. Cabe resaltar, que debido a las diferencias de precio, aunque la región Metropolitana poseía un ingreso per cápita muy superior a la Pampeana (ver tabla 7), una menor proporción de sus hogares ganan ingresos superiores al costo necesario.

Tabla 17: Porcentaje de hogares con un ingreso superior al costo

Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
66.26%	70.19%	58.74%	57.04%	65.32%	71.38%

Fuente: elaboración propia

La Tabla 18 y la Figura 7, permiten observar directamente la evolución de las diferencias de precios en el período, con referencia al total estimado para el país en su conjunto. Las diferencias se mantuvieron relativamente estables en todo el periodo. El área Metropolitana y la Patagonia, fueron las únicas regiones que registraron precios superiores al promedio nacional. En el caso de la región Metropolitana, los mismos fueron un 14% mayores, mientras que en el caso de la Patagonia fueron un 13%. El Noreste presentó los niveles relativamente más bajos, siendo un 14,8% inferior al total país. El resto de regiones, si bien poseen valores inferiores a uno, tuvieron diferencias muchos menores. El área Pampeana tuvo un 5,3% menor, el Noroeste un 1,5% y Cuyo un 6,9%. Por lo que, el poder de compra de un peso en cada región difiere sustancialmente, siendo inferior en las regiones Metropolitana y Patagonia y superiores en el resto, particularmente en el Noreste.

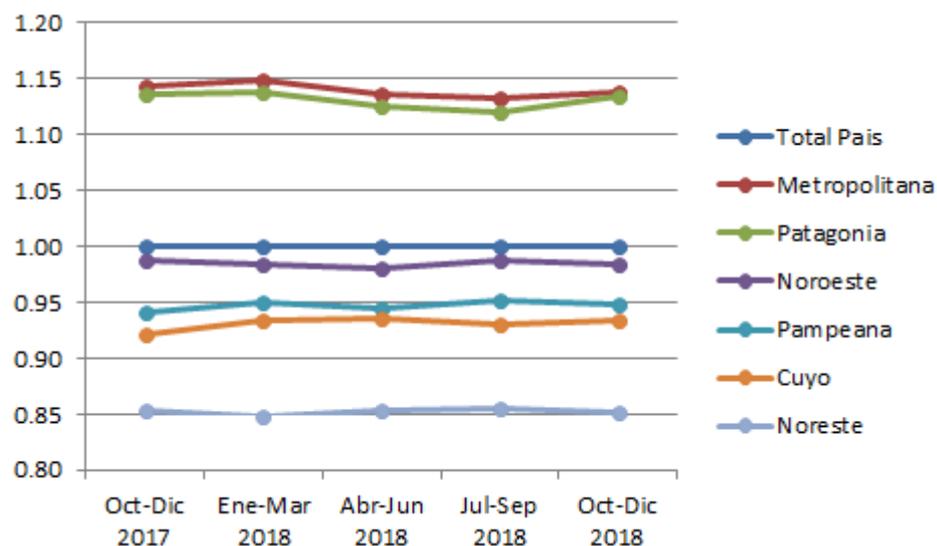
Tabla 18: Índices de precios con total país como base

Trimestre	Total País	Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
Oct-Dic 2017	1.000	1.143	0.941	0.988	0.854	0.922	1.136
Ene-Mar 2018	1.000	1.148	0.950	0.984	0.848	0.933	1.137
Abr-Jun 2018	1.000	1.136	0.944	0.980	0.853	0.936	1.125
Jul-Sep 2018	1.000	1.133	0.951	0.988	0.855	0.931	1.120
Oct-Dic 2018	1.000	1.138	0.948	0.984	0.851	0.934	1.134

Fuente: elaboración propia

Por otro lado, debido a que en todas las regiones los índices presentaron tanto incrementos como disminuciones a lo largo del periodo analizado, no es posible conocer una clara tendencia respecto de estas diferencias. Teniendo en cuenta solo el primer y último trimestre del periodo, podemos concluir que los índices correspondientes a las regiones Metropolitana, Pampeana, Cuyo y Patagonia, se acercaron a la unidad, indicando una convergencia, mientras que en Noroeste y el Noreste se están alejando. Sin embargo, como muestra la Figura 7, al considerar todo el periodo analizado no se reconoce una tendencia clara, concluyendo que las diferencias de precios entre las regiones se mantienen relativamente constantes.

Figura 7: Evolución de los índices de precios con total país como base, octubre 2017 a diciembre 2018



IV.4.1 Comparar Ingresos

Para efectuar la comparación entre los ingresos per cápita por regiones, se deflactaron los ingresos por los índices de la Tabla 18, obteniéndose los valores mostrados en la Tabla 19. Como se puede observar, al comparar los ingresos per cápita nominales con los deflactados, las diferencias entre las regiones se redujeron considerablemente.

Las regiones Metropolitana y Patagonia que poseían ingresos per cápita nominales muy superiores al total país, ven reducidos sus ingresos en términos reales. El área Metropolitana que nominalmente se ubicaba 30,19% por encima del promedio nacional, en términos reales es solo superior en un 14,72%. Mientras que la Patagonia, reduce su diferencia, de 40,30% en términos nominales a un 26,12% real. Por otro lado, la región Pampeana se ubica en niveles reales similares a los de la Región Metropolitana.

Cuyo, Noroeste y Noreste ven reducidas sus diferencias en términos reales. La primera cambia de 16,1% nominal menos que el total país, a 8,9% inferior en términos reales. La segunda, que era la región que poseía en la Tabla 18 índices cercanos a la unidad, apenas sufre cambios (de 71,13% a 73,71%). Por último, Noreste que poseía el menor ingreso per cápita, una vez deflactado pasa de ingresos per cápita 34,74% inferiores respecto del promedio nacional, a un 22,6%

Por lo tanto, se puede concluir que al tener en cuenta las diferencias de precios, las diferencias en el ingreso per cápita, y por ende en el bienestar, se reducen considerablemente. Cabe resaltar que la diferencia entre la región con mayor y menor ingreso per cápita, se redujo de \$8.654,86, a \$5.919,41.

Tabla 19: Ingreso per cápita deflactado e ingreso nominal de los hogares por región

Región	Ingreso per cápita nominal	Relación con respecto al total país (%)	Ingreso per cápita deflactado	Relación con respecto al total país (%)
Total país	11.533,43	100,00	11.302,14	100,00
Metropolitana	15.014,80	130,19	12.965,55	114,72
Pampeana	12.326,27	106,87	12.909,04	114,22
Noroeste	8.203,39	71,13	8.331,22	73,71
Noreste	7.526,44	65,26	8.747,69	77,40
Cuyo	9.676,48	83,90	10.318,47	91,30
Patagonia	16.181,30	140,30	14.250,63	126,09

Fuente: elaboración propia

CAPÍTULO: CONCLUSIONES

El presente trabajo busca contribuir al análisis de los niveles de bienestar regionales a partir de la construcción de un índice de precios regionales para la Argentina. De acuerdo con la teoría de la demanda, el nivel de utilidad que alcanzan los individuos va a depender de su nivel de consumo, que se restringido por el presupuesto que disponen y, en particular, de su ingreso y los precios que enfrentan.

Una forma de comparar el nivel de bienestar es analizar las diferencias de ingreso entre las regiones. Sin embargo, estas comparaciones se basan en el supuesto de que el poder de compra de un peso es constante a lo largo de todo el territorio argentino. Dada la evidencia de altos niveles de inflación en nuestro país, se requieren índices de precios regionales que faciliten las comparaciones de bienestar bajo condiciones reales y homogéneas.

En la Argentina, si bien la evolución de los precios es un tema central en los últimos años, el foco de atención está puesto en observar las diferencias temporales de los precios con poco énfasis en las diferencias regionales. No existen estadísticas oficiales que comparen los precios a lo largo del territorio Argentino, pero si se calculan índices que indican las fluctuaciones de los precios en las diferentes regiones.

La construcción de índices que permitan comparaciones espaciales a través del tiempo, remite al concepto de verdadero costo de vida, introducido por Konüs (1939), solo posible mediante la estimación de un sistema de demanda completo. Este trabajo se realizó con los datos provenientes de la ENGHo 2017-2018 y estimando pseudo valores unitarios con la información contenida en esta encuesta. En particular, se emplearon los índices de precios calculados por el INDEC y las características socio demográficas de los hogares relevados por la ENGHo.

A partir de los resultados de esta investigación, se obtuvieron índices de precios espaciales para las regiones Metropolitana, Pampeana, Noroeste, Noreste, Cuyo y Patagonia para el periodo comprendido entre octubre de 2017 y diciembre de 2018, que reflejan las diferencias de precio y permiten analizar el bienestar de los hogares en las distintas regiones del país. De forma consistente con la teoría económica, los índices de precios calculados como verdaderos índices de costos, que tienen en cuenta el efecto sustitución, resultaron ser inferiores a los índices de Laspeyres, que se refieren a una misma canasta de consumo, en cinco de las seis regiones.

Los índices de precios espaciales calculados, aportan información para discutir las hipótesis planteadas en el marco teórico y a su vez plantean nuevos interrogantes. A continuación, se evalúan los resultados obtenidos en término de las hipótesis planteadas.

En cuanto a la primera hipótesis particular, “las regiones que presentan mayores ingresos, también presentan mayores niveles de precios”, los resultados parecen corroborar a priori lo que postula. Los índices de precios obtenidos y los ingresos per cápita nominales indican que esta hipótesis es cierta, aunque no es una relación directa. Aunque las regiones Metropolitana y Patagonia, que son las que exhiben mayores ingresos, son también son las

que soportan mayores precios en términos relativos, el área Metropolitana estaría teniendo precios más elevados que la Patagónica a pesar de tener menor ingreso. Por otro lado, el Noroeste reporta menos ingreso per cápita que Cuyo y Pampeana pero posee precios más altos. Se puede inferir, a excepción de la región Pampeana, que las regiones que poseen ingresos per cápita mayores respecto del promedio país en su conjunto, también poseen precios mayores y viceversa.

Respecto a la segunda hipótesis particular, “las diferencias de precios entre las distintas regiones aumenta en el periodo 2017-2018”, no se corrobora de acuerdo al análisis realizado. Las diferencias estimadas se mantuvieron estables a lo largo del periodo y, en algunas regiones se podría decir que se redujeron levemente, tal es el caso de las regiones Metropolitana, Pampeana, Cuyo y Patagonia. A partir de los resultados de esta investigación, se evidencia que la ley de precio único parece no cumplirse en la Argentina y parece poco probable que se alcance con el paso del tiempo.

Por último, la tercera hipótesis particular, “las diferencias de bienestar entre las distintas regiones se reduce al tener en cuenta los índices de precios regionales pero no llegan a revertirse”, parece corroborarse debido que al deflactar los ingresos espacialmente las diferencias se redujeron considerablemente. Con excepción de la región Pampeana, todos los ingresos reales per cápita se movieron hacia el centro de la distribución reduciendo de esta forma las diferencias de bienestar. Particularmente, el rango en el cual se encontraban los ingresos promedio de las distintas regiones se redujo en un 31,6%.

El principal aporte de esta investigación es brindar una herramienta para comparar valores monetarios en la Argentina. Las recomendaciones que surgen de este análisis, se basan en la idea de contemplar en el diseño de políticas de alcance nacional, las implicancias de las diferencias de precios por regiones del país. En cualquier programa de ayuda, que busque aplicarse en todo el territorio argentino, las transferencias monetarias deberían ser revisadas, contemplando el impacto diferencial de los precios, de forma de garantizar una distribución más justa y efectiva de los recursos del Estado.

Finalmente, esta investigación abre nuevas futuras líneas de investigación. Por un lado, con los resultados obtenidos en la estimación, se puede efectuar una lectura transversal de los mismos, referida a patrones de gasto en términos de género. Por otro lado, puede replicarse la metodología empleada para los años anteriores utilizando las Encuestas Nacionales de Gasto de los Hogares existentes (1996-97, 2004-05 y 2012/13), períodos en los cuales el INDEC no calculaba índices de precios regionales. Adicionalmente, calculando para períodos más largos podría evaluarse la convergencia o divergencia de los precios entre las distintas regiones. Como extensiones de este análisis, que supone de forma implícita que los bienes y servicios de las distintas regiones poseen la misma calidad, podría implementarse la metodología planteada en Menon, Perali y Tommasi (2019) y analizar cómo cambian los resultados de esta investigación si se tienen en cuenta las diferencias en la calidad de los bienes y servicios.

BIBLIOGRAFÍA

Alwitt, L., y Thomas, D. (1996). *The Low-Income Consumer: Adjusting the Balance of Exchange*. Sage.

Andridge, R., y Little, R. J. A. (2010). A Review of Hot Deck Imputation for Survey Non-response. *International Statistical Review*, 78(1), 40-64 DOI: 10.1111/j.1751-5823.2010.00103.x.

Atella, V., Menon M., y Perali, F. (2004). Estimation of unit values in cross sections without quantity information and implications for demand and welfare analysis. In C. Dagum y G. Ferrari, *Household Behaviour, Equivalence Scales, Welfare and Poverty* (pp. 195–220). Heidelberg: Physica-Verlag.

Aten, B., y Menezes, T. (2002). *Poverty price levels: An application to Brazilian metropolitan areas*. In *World Bank ICP conference*. Washington, D.C.

Ballesteros Moyano, A. E. (2011). *Estimación de precios implícitos a partir de la información de gasto contenida en las encuestas de calidad de vida del DANE*. (Tesis de Maestría). Universidad Nacional de Colombia

Banks, J., Blundell, R., y Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIX Nº 4, pp. 527-539.

Barten, A.P. (1964). Family Composition, Prices and Expenditure Patterns. In P.E. Hart, G. Mills y k.J. Whitaker (Ed.), *Econometric Analysis for National Economic Planning* (pp. 277-292). Butterworths, London.

Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard U. Press.

Berges, M., Pace Guerrero, I., y Echeverría, L. (2012). *La Utilización de Precios Implícitos o de Pseudo Precios Implícitos en la Estimación de un Sistema de Demandas QUAIDS para Alimentos*. Anales de la Asociación Argentina de Economía Política.

Brandt, L., y Holz, C. (2006). Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications. *Economic Development and Cultural Change*, 55(1), 43-86.

Blow, L. (2003). *Demographics in demand systems* (No. 03/18). IFS Working Papers.

Blundell, R., Pashardes, P., y Weber, G. (1993). What do we Learn about Consumer Demand Patterns from Microdata. *American Economic Review*, Vol. 83, Nº 3, pp. 570- 597.

Blundell, R., y Meghir, C. (1987). Bivariate alternatives to the Tobit model. *Journal of Econometrics*, 34 (1-2), 179-200.

Choi, C. Y., y Choi, H. (2014). Does Distance Reflect more than Transport Costs?. *Economics Letters*, 125 (1), 82–6.

Choi, C. Y., y Choi, H. (2016). The Role of Two Frictions in Geographic Price Dispersion: When Market Friction Meets Nominal Rigidity. *Journal of International Money and Finance*, 63, 1–27.

Coondoo, D., y Saha, S. (1990). Between-state differentials in rural consumer prices in India: An analysis of intertemporal variations. *Sankhya*, Series B, 52(3), 347–360.

Coondoo, D., Majumder A., y R. Ray. (2004). A method of calculating regional consumer price differentials with illustrative evidence from India. *Review of Income and Wealth* 50, 51–68.

Coondoo, D., Majumder, A., y Chattopdhyay, S. (2011). Estimating spatial consumer price indices through Engel curve analysis. *Review of Income and Wealth*, 57(1), 138–155

Crucini, M. J., Shintani, M., y Tsuruga T. (2015). Noisy Information, Distance and Law of One Price Dynamics Across US Cities. *Journal of Monetary Economics*, 74, 52–66.

Deaton, A., y Dupriez, O. (2011). Purchasing Power Parity Exchange Rates for the Global Poor. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(2): 137-66.

Deaton, A. S., y Muellbauer, J. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge: Cambridge University Press.

Gómez-Tello, A., Díez-Minguela, A., Martínez-Galarraga, J., y Tirado, D. A. (2019). Regional prices in early twentieth-century Spain: a country-product-dummy approach. *Cliometrica*, 13(2), 245-276.

Gorman, W. (1976). Tricks with utility functions. In M. Artis and R. Nobay (Eds.), *Essays in Economic Analysis*.

Gorman, W. M. (1981). *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Richard Stone*. A. Deaton, editor.

Hausman, J. A. (1981). Exact consumer's surplus and deadweight loss. *The American Economic Review*, 71(4), 662-676.

Hoderlein, S., y Mihaleva, S. (2008). Increasing the Price Variation in a Repeated Cross Section. *Journal of Econometrics*, 147, 316–325.

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). (2019). *Metodología del Índice de precios al consumidor (IPC). Base diciembre 2016=100*.

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). (2020). *Manual de uso de la base de datos de usuario*.

Konüs, A. (1939). The problem of the true index of the cost of living. *Econometrica*, 7, 10–29.

Kravis, I., y Lipsey, R. E. (1988). National Price Levels and the Prices of Tradeables and Nontradeables. *American Economic Review*, 78, no. 2 (May), 474–478.

Lewbel, A. (1985). A unified approach to incorporating demographic or other effects into demand systems. *Review of Economic Studies*, 70, 1–18.

Lewbel, A. (1989). Identification and estimation of equivalence scales under weak separability. *Review of Economic Studies* 56, 311–316.

Majumder, A., Ray, R., y Sinha, K. (2015). Estimating Purchasing Power Parities from Household Expenditure Data Using Complete Demand Systems with Application to Living Standards Comparison: India and Vietnam. *Review of income and wealth*, 61(2), 302-328.

Menon, M., y Perali, F. (2010). Econometric identification of the cost of maintaining a child. *In Studies in Applied Welfare Analysis: Papers from the Third ECINEQ Meeting*. Emerald Group Publishing Limited.

Menon, M., Perali, F., Ray, R., y Tommasi, N. (2019). The Tale of the Two Italies: Regional Price Parities Accounting for Differences in the Quality of Services. Department of Economics, University of Verona, Working Paper Series, No. 20/2019.

Mishra, A., y Ray, R. (2014). Spatial variation in prices and expenditure inequalities in Australia. *Economic Record*, 90(289): 137–159.

Montero, J. M. Laureti, T., y Minguez, R. (2019). A Stochastic Model with Penalized Coefficients for Spatial Price Comparisons: An Application to Regional Price Indexes in Italy *Review of Income and Wealth*, forthcoming, DOI: 10.1111/roiw.12422

Muellbauer, J. (1974). Prices and inequality: the United Kingdom experience. *The Economic Journal*, 84(333), 32-55.

Perali, F. (1999). Stima delle Scale di Equivalenza Utilizzando i Bilanci Familiari ISTAT 1985-1994. *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 4-99.

Perali, F. (2003). *The Behavioral and Welfare Analysis of Consumption: The Cost of Children, Equity and Poverty in Colombia*. Dordrecht: Kluwer.

Pollak, R. A., y Wales, T. J. (1981). Demographic variables in demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1533-1551.

Prais, S. J., y Houthakker, H. S. (1971). *The analysis of family budgets* (Vol. 4).

Roos, M. (2006). Regional Price Levels in Germany. *Applied Economics*, 38(13), 1553-1566.

Samuelson, P. A. (1956). Social indifference curves. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 1-22.

Slesnick, D. T. (1998). Empirical approaches to the measurement of welfare. *Journal of Economic Literature*, 36, 2108–2165.

Summers, R. (1973). International Price Comparisons Based upon Incomplete Data. *Review of Income and Wealth*, 19, 1–16.

Wooldridge, J. M. (2002). Estimating System Equations by OLS and GLS. In J. M. Wooldridge, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (pp. 143-179). Cambridge and London: The MIT Press.

ANEXOS

Anexo A: Estimación del sistema de demanda

En este anexo, se presentan a continuación las tablas 20 y 21. En la primera tabla se presentan los coeficientes estimados al regresar el logaritmo del gasto por las variables demográficas, el logaritmo de los precios y el logaritmo del ingreso. Por otro lado, las tablas 21 contienen los estimadores obtenidos, y sus errores estándar, para el sistema de demanda QUAIDS.

Tabla 20: Coeficientes estimados al regresar el logaritmo del gasto por todas las variables explicativas del modelo, con logaritmo del ingreso como variable instrumental

Log gasto	Coefficiente	Errores Estándar
Pampeana	0,5863***	0,02471
Noroeste	0,6870***	0,02938
Noreste	1,4536***	0,04712
Cuyo	0,5038***	0,02288
Patagonia	0,5499***	0,02805
Menor de 5 años	0,0482***	0,00460
Niñas	0,0492***	0,00419
Niños	0,0458***	0,00410
Hombres	0,0573***	0,00395
Mujeres	0,0435***	0,00413
Mayor de 65 años	0,01888***	0,00704
Jsexo	-0,0722***	0,00571
Jedad	-0,0028***	0,00032
Edumedia	0,0572***	0,00614
Edualta	0,1931***	0,00803
Propauto	0,1895***	0,00622
Propiedad	-0,0145***	0,00693
ln(P ₁)	-0,2507***	0,01506
ln(P ₂)	-0,3799***	0,01534
ln(P ₃)	0,2004***	0,03459
ln(P ₄)	0,3166***	0,15861
ln(P ₅)	-0,3515***	0,01982
ln(P ₆)	0,5733***	0,01364
ln(P ₇)	0,00588	0,01236
ln(P ₈)	-0,5904***	0,01611
ln(P ₉)	0,5597***	0,01380
ln(P ₁₀)	0,5875***	0,02739
ln(P ₁₁)	-0,1885***	0,01161
ln(P ₁₂)	0,0862***	0,01501
Log ingreso	0,2701***	0,00517
Constante	2,5045***	0,20025
R ²	0,6827	
N obs	20.841	

Nota: Niveles de significatividad estadística: ***1%;**5%;*10%

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 21: Coeficientes $\widehat{\alpha}_i, \widehat{\beta}_i, \widehat{\lambda}_i$ y $\widehat{\varepsilon}_i$ estimados del sistema de demanda QUAIDS

	W ₁	W ₂	W ₃	W ₄	W ₅	W ₆	W ₇	W ₈	W ₉	W ₁₀	W ₁₁	W ₁₂
$\widehat{\alpha}_1$	0,581*** (0,0102)	-0,120*** (0,0039)	0,053*** (0,00187)	0,439*** (0,0069)	0,062*** (0,0018)	-0,008** (0,0040)	0,027*** (0,0036)	0,029*** (0,0036)	0,089*** (0,0033)	-0,052*** (0,0051)	-0,124*** (0,0053)	0,023*** (0,0028)
$\widehat{\beta}_1$	0,005 (0,0056)	0,015*** (0,0019)	0,008*** (0,0009)	-0,057*** (0,0038)	-0,032*** (0,0009)	-0,003 (0,0020)	-0,021*** (0,0045)	-0,026*** (0,0018)	0,014*** (0,0016)	0,010*** (0,0024)	0,085*** (0,0028)	0,0011 (0,0013)
$\widehat{\lambda}_1$	-0,023*** (0,0016)	-0,004*** (0,0005)	-0,003*** (0,0002)	0,011*** (0,0010)	0,008*** (0,0002)	0,001*** (0,0006)	0,019*** (0,0012)	0,003*** (0,0004)	-0,003*** (0,0004)	0,004*** (0,0006)	-0,015*** (0,0003)	0,002*** (0,0003)
$\widehat{\varepsilon}_1$	0,048*** (0,0034)	-0,005*** (0,0012)	-0,012*** (0,0006)	-0,0002 (0,0025)	-0,007*** (0,0006)	0,023*** (0,0013)	0,015*** (0,0028)	-0,024*** (0,0029)	-0,003*** (0,0011)	-0,011*** (0,0016)	-0,016*** (0,0019)	-0,007*** (0,0009)

Nota: Niveles de significatividad estadística: ***1%; **5%; *10%

Los errores estándares se presentan entre paréntesis

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 21 (Cont.): Coeficientes $\widehat{\gamma}_{i,j}$ estimados del sistema de demanda QUAIDS

$\widehat{\gamma}_i$	W ₁	W ₂	W ₃	W ₄	W ₅	W ₆	W ₇	W ₈	W ₉	W ₁₀	W ₁₁	W ₁₂
ln(P ₁)	-0,235*** (0,0046)	0,015*** (0,0015)	0,002*** (0,0007)	0,047*** (0,0028)	0,005*** (0,0007)	0,013*** (0,0016)	0,011*** (0,0028)	0,039*** (0,0013)	0,024*** (0,0013)	0,017*** (0,0018)	0,060*** (0,0022)	0,002** (0,0011)
ln(P ₂)	0,015*** (0,0015)	-0,091*** (0,0014)	0,005*** (0,0006)	0,011*** (0,0013)	0,008*** (0,0005)	-0,001 (0,0010)	-0,007*** (0,0011)	0,028*** (0,0010)	0,008*** (0,0009)	0,017*** (0,0014)	0,010*** (0,0011)	-0,003*** (0,0008)
ln(P ₃)	0,002*** (0,0007)	0,005*** (0,0006)	0,025*** (0,0009)	0,002** (0,0006)	-0,020*** (0,0005)	-0,011*** (0,0006)	-0,007*** (0,0005)	0,009*** (0,0007)	0,011*** (0,0005)	-0,011*** (0,0008)	0,004*** (0,0005)	-0,009*** (0,0005)
ln(P ₄)	0,047*** (0,0028)	0,011*** (0,0013)	0,002** (0,0006)	-0,173*** (0,0032)	0,015*** (0,0006)	0,020*** (0,0014)	0,0001 (0,0022)	0,020*** (0,0012)	0,024*** (0,0011)	0,018*** (0,0017)	0,0017*** (0,0018)	-0,0008 (0,0010)
ln(P ₅)	0,005*** (0,0007)	0,008*** (0,0005)	-0,020*** (0,0005)	0,015*** (0,0006)	-0,011*** (0,0006)	-0,004*** (0,0005)	-0,002*** (0,0005)	0,012*** (0,0007)	0,003*** (0,0005)	-0,002*** (0,0008)	0,0009* (0,0005)	-0,003*** (0,0005)
ln(P ₆)	0,013*** (0,0016)	-0,001 (0,0010)	-0,011*** (0,0006)	0,020*** (0,0014)	-0,004*** (0,0005)	-0,039*** (0,0014)	0,007*** (0,0011)	0,0002 (0,0099)	0,018*** (0,0009)	-0,004*** (0,0013)	0,002** (0,0011)	-0,002** (0,0008)
ln(P ₇)	0,011*** (0,0028)	-0,007*** (0,0011)	-0,007*** (0,0005)	0,0001 (0,0022)	-0,002*** (0,0005)	0,007*** (0,0011)	-0,015*** (0,0031)	0,013*** (0,0010)	0,005*** (0,0009)	-0,003** (0,0013)	0,0013 (0,0017)	-0,003*** (0,0008)
ln(P ₈)	0,039*** (0,0013)	0,028*** (0,0010)	0,009*** (0,0007)	0,020*** (0,0012)	0,012*** (0,0007)	0,0002 (0,0099)	0,013*** (0,0010)	-0,162*** (0,0016)	-0,002* (0,0009)	0,013*** (0,0015)	0,022*** (0,0010)	0,007*** (0,0009)
ln(P ₉)	0,024*** (0,0013)	0,008*** (0,0009)	0,011*** (0,0005)	0,024*** (0,0011)	0,003*** (0,0005)	0,018*** (0,0009)	0,005*** (0,0009)	-0,002* (0,0009)	-0,106*** (0,0011)	0,001 (0,0012)	0,010*** (0,0009)	0,002** (0,0007)
ln(P ₁₀)	0,017*** (0,0018)	0,017*** (0,0014)	-0,011*** (0,0008)	0,018*** (0,0017)	-0,002*** (0,0008)	-0,004*** (0,0013)	-0,003** (0,0013)	0,013*** (0,0015)	0,001 (0,0012)	-0,035*** (0,0025)	0,001 (0,0013)	-0,011*** (0,0011)
ln(P ₁₁)	0,060*** (0,0022)	0,010*** (0,0011)	0,004*** (0,0005)	0,0017*** (0,0018)	0,0009* (0,0005)	0,002** (0,0011)	0,0013 (0,0017)	0,022*** (0,0010)	0,010*** (0,0009)	0,001 (0,0013)	-0,128*** (0,0020)	0,0006 (0,0008)
ln(P ₁₂)	0,002** (0,0011)	-0,003*** (0,0008)	-0,009*** (0,0005)	-0,0008 (0,0010)	-0,003*** (0,0005)	-0,002** (0,0008)	-0,003*** (0,0008)	0,007*** (0,0009)	0,002** (0,0007)	-0,011*** (0,0011)	0,0006 (0,0008)	0,021*** (0,0008)

Nota: Niveles de significatividad estadística: ***1%; **5%; *10%

Los errores estándares se reportan entre paréntesis

Debido a que se impuso una restricción para cumplir la propiedad de simetría: $\widehat{\gamma}_{i,j} = \widehat{\gamma}_{j,i}$

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 21(Cont.): Coeficientes $\hat{\delta}_{i,h}$ estimados del sistema de demanda QUAIDS

	W ₁	W ₂	W ₃	W ₄	W ₅	W ₆	W ₇	W ₈	W ₉	W ₁₀	W ₁₁	W ₁₂
Pampeana	0,049*** (0,0027)	0,043*** (0,0015)	0,005*** (0,0008)	-0,051*** (0,0023)	0,012*** (0,0008)	-0,011*** (0,0014)	0,0035 (0,0024)	-0,0003 (0,0014)	0,025*** (0,0011)	-0,033*** (0,0021)	-0,038*** (0,0017)	-0,004*** (0,0010)
Noroeste	0,129*** (0,0032)	-0,022*** (0,0014)	0,010*** (0,0009)	-0,106*** (0,0027)	0,026*** (0,0008)	-0,011*** (0,0015)	0,018*** (0,0028)	-0,007*** (0,0014)	0,009*** (0,0012)	-0,024*** (0,0020)	-0,020*** (0,0019)	-0,003*** (0,0011)
Noreste	0,170*** (0,0040)	-0,021*** (0,0014)	0,0012 (0,0014)	-0,058*** (0,0032)	0,026*** (0,0013)	-0,031*** (0,0022)	0,0054 (0,0034)	0,040*** (0,0023)	-0,009*** (0,0018)	-0,061*** (0,0033)	-0,093*** (0,0025)	-0,010*** (0,0017)
Cuyo	0,077*** (0,0033)	0,033*** (0,0014)	0,012*** (0,0008)	-0,075*** (0,0027)	0,018*** (0,0007)	-0,015*** (0,0015)	0,023*** (0,0031)	-0,004*** (0,0013)	0,015*** (0,0011)	-0,019*** (0,0018)	-0,064*** (0,0020)	-0,0018* (0,0010)
Patagonia	0,002 (0,0032)	0,028*** (0,0016)	0,007*** (0,0010)	0,027*** (0,0026)	0,012*** (0,0009)	-0,036*** (0,0016)	0,0032 (0,0029)	0,042*** (0,0015)	0,059*** (0,0013)	-0,036*** (0,0022)	-0,100*** (0,002)	-0,008*** (0,0012)
Menor de 5 años	0,017*** (0,0013)	-0,0003 (0,0004)	0,003*** (0,0002)	-0,007 (0,0010)	0,002*** (0,0002)	-0,004*** (0,0005)	-0,0014 (0,0012)	-0,002*** (0,0004)	-0,014*** (0,0004)	-0,0008 (0,00053)	-0,003*** (0,0007)	0,004*** (0,0003)
Niñas	0,018*** (0,0012)	-0,001*** (0,0004)	0,003*** (0,0002)	-0,008*** (0,0010)	-0,003*** (0,0002)	-0,004*** (0,0005)	-0,005*** (0,0011)	0,0003 (0,00035)	-0,003*** (0,0004)	0,008*** (0,0005)	-0,005*** (0,0007)	-0,0003 (0,00028)
Niños	0,019*** (0,0012)	-0,0004 (0,0004)	0,003*** (0,0002)	-0,015*** (0,0010)	-0,001*** (0,0002)	-0,005*** (0,0004)	-0,003** (0,0011)	0,0002 (0,00034)	0,0006* (0,00034)	0,007*** (0,0005)	-0,005*** (0,0007)	-0,001*** (0,0003)
Hombres	0,018*** (0,0011)	0,005*** (0,0004)	-0,006*** (0,0002)	-0,009*** (0,0008)	-0,007*** (0,0002)	-0,008*** (0,0004)	0,010*** (0,0010)	0,003*** (0,0003)	-0,006*** (0,0003)	-0,002*** (0,0004)	0,005*** (0,0006)	-0,005*** (0,0003)
Mujer	0,009*** (0,0011)	-0,0006 (0,0004)	-0,004*** (0,0002)	-0,009*** (0,0009)	-0,006*** (0,0002)	-0,003*** (0,0004)	0,008*** (0,0011)	0,004*** (0,0003)	0,0002 (0,00032)	0,001*** (0,0005)	-0,0008 (0,00063)	0,0007*** (0,00026)
Mayor de 65 años	0,017*** (0,0017)	-0,004*** (0,0006)	-0,015*** (0,0003)	-0,008*** (0,0013)	0,002*** (0,0003)	0,008*** (0,0006)	0,0022 (0,0016)	0,0013*** (0,0005)	0,010*** (0,0005)	-0,005*** (0,0007)	-0,007*** (0,0010)	-0,003*** (0,0004)
Jsexo	-0,005*** (0,0016)	-0,002*** (0,0005)	-0,001*** (0,0002)	0,009*** (0,0012)	0,003*** (0,0002)	0,002*** (0,0006)	-0,005*** (0,0015)	-0,001** (0,0005)	0,002*** (0,0005)	-0,002*** (0,0006)	-0,004*** (0,0009)	0,004*** (0,0004)
Jedad	0,001*** (0,0001)	0,0002*** (0,00002)	-0,0000 (0,00001)	0,0005*** (0,00005)	-0,0002*** (0,00001)	0,0004*** (0,00002)	-0,0003*** (0,00007)	-0,0001*** (0,00002)	-0,001*** (0,00002)	0,0000 (0,00003)	0,00003 (0,00004)	0,00003* (0,00002)
Edumedia	-0,019*** (0,0019)	-0,002*** (0,0006)	-0,0003 (0,0003)	0,009*** (0,0014)	-0,0006** (0,00026)	0,002*** (0,0007)	-0,0012 (0,0017)	0,005*** (0,0005)	0,003*** (0,0005)	0,0008 (0,00075)	0,0024** (0,00104)	-0,0001 (0,0004)
Edualta	-0,029*** (0,0024)	-0,005*** (0,0008)	-0,002*** (0,0004)	0,027*** (0,0018)	-0,002*** (0,0004)	0,009*** (0,0009)	-0,016*** (0,0023)	0,006*** (0,0007)	0,003*** (0,0007)	0,008*** (0,0010)	0,0014 (0,00136)	0,0000 (0,00058)
Propauto	-0,036*** (0,0019)	-0,006*** (0,0007)	-0,003*** (0,0003)	-0,021*** (0,0014)	-0,003*** (0,0003)	-0,001 (0,0007)	0,086*** (0,0018)	-0,006*** (0,0006)	-0,002*** (0,0006)	0,0005 (0,00080)	-0,013*** (0,0011)	0,004*** (0,0005)
Propietario	0,029*** (0,0019)	-0,0006 (0,0007)	0,003*** (0,0003)	-0,070*** (0,0015)	0,006*** (0,0003)	-0,002** (0,0007)	0,021*** (0,0017)	0,002*** (0,0006)	0,004*** (0,0006)	0,002** (0,0008)	0,004*** (0,0011)	0,003*** (0,0005)

Nota: Niveles de significatividad estadística: ***1%;**5%;*10%

Los errores estándares se reportan entre paréntesis

Fuente: Elaboración Propia

Anexo B: Ponderadores empleados en el cálculo de los índices de precios de Laspeyres

Tabla 22: Ponderadores correspondientes a la ENGHo 2017/2018

Categorías del Gasto	Total país	Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
Alimento y bebidas no alcohólicas	28.63%	25.48%	26.03%	33.89%	34.71%	28.16%	23.56%
Bebidas alcohólicas y tabaco	2.06%	1.90%	2.55%	1.36%	2.03%	2.28%	2.43%
Prendas de vestir y calzado	6.74%	5.66%	7.26%	7.13%	6.12%	7.20%	6.92%
Vivienda, agua, electricidad y otros combustibles	16.96%	17.89%	17.43%	14.21%	16.81%	16.23%	20.16%
Equipamiento y mantenimiento del hogar	4.66%	4.97%	4.78%	4.28%	4.78%	4.59%	4.61%
Salud	4.81%	6.44%	5.36%	4.31%	3.04%	5.17%	3.81%
Transporte	11.62%	10.73%	11.37%	11.92%	10.48%	14.05%	12.17%
Comunicación	5.94%	5.93%	5.81%	5.23%	6.64%	5.21%	7.28%
Recreación y cultura	7.94%	7.48%	8.85%	6.92%	7.19%	7.43%	9.66%
Educación	1.55%	2.59%	1.39%	1.38%	0.77%	1.66%	1.39%
Restaurantes y hoteles	5.33%	6.55%	5.27%	6.34%	4.16%	4.43%	3.79%
Bienes y servicios varios	3.71%	4.35%	3.91%	3.02%	3.24%	3.57%	4.21%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENGHo 2017/18

Tabla 23: Ponderadores empleados por el INDEC en el cálculo del IPC

Categorías del gasto	Metropolitana	Pampeana	Noroeste	Noreste	Cuyo	Patagonia
Alimento y bebidas no alcohólicas	23.40%	28.60%	35.30%	34.70%	28.40%	27.40%
Bebidas alcohólicas y tabaco	3.30%	3.80%	3.60%	3.10%	3.60%	3.50%
Prendas de vestir y calzado	8.50%	10.40%	11.60%	12.40%	11.40%	12.80%
Vivienda, agua, electricidad y otros combustibles	10.50%	8.70%	8.10%	7.00%	8.90%	10.10%
Equipamiento y mantenimiento del hogar	6.30%	6.30%	7.80%	6.10%	6.30%	6.50%
Salud	8.80%	8.20%	5.30%	6.30%	7.40%	5.00%
Transporte	11.60%	10.40%	9.60%	8.40%	12.10%	13.40%
Comunicación	2.80%	2.90%	2.80%	2.60%	2.50%	3.20%
Recreación y cultura	7.50%	7.40%	6.20%	5.90%	6.70%	7.80%
Educación	3.00%	1.60%	1.40%	2.00%	2.20%	2.10%
Restaurantes y hoteles	10.80%	8.10%	5.00%	8.00%	6.80%	5.10%
Bienes y servicios varios	3.60%	3.60%	3.30%	3.40%	3.60%	3.10%

Fuente: elaboración propia en base a datos del INDEC

Anexo C: Comparación a nivel provincial**Tabla 24:** Costo de vida, Ingresos e Índice de Precios por provincia.

Provincia	Costo de vida (\$)	Diferencia con la media (\$)	Ingreso (\$)	Índice de Precio
Ciudad Autónoma de Buenos Aires	20.334,76	2.552,99	39.796,20	1,18
Buenos Aires	18.624,54	842,77	29.043,93	1,08
Catamarca	17.161,59	-620,18	25.310,45	1,00
Córdoba	16.971,98	-809,79	27.545,73	0,99
Corrientes	15.633,62	-2.148,15	23.707,06	0,91
Chaco	15.371,67	-2.410,10	19.466,54	0,89
Chubut	20.013,55	2.231,78	37.949,40	1,16
Entre Ríos	16.575,18	-1.206,59	26.737,50	0,96
Formosa	14.919,20	-2.862,57	20.152,24	0,87
Jujuy	17.704,52	-77,25	25.794,88	1,03
La Pampa	16.614,35	-1.167,42	30.111,12	0,96
La Rioja	17.299,01	-482,76	21.579,50	1,00
Mendoza	16.331,84	-1.449,93	28.390,61	0,95
Misiones	15.193,85	-2.587,92	20.746,90	0,88
Neuquén	19.961,29	2.179,52	39.293,39	1,16
Río Negro	19.994,31	2.212,54	33.625,74	1,16
Salta	17.526,03	-255,74	25.537,65	1,02
San Juan	16.665,51	-1.116,26	24.750,91	0,97
San Luis	16.646,28	-1.135,49	25.774,33	0,97
Santa Cruz	20.268,33	2.486,56	37.160,67	1,18
Santa Fe	16.856,38	-925,39	31.162,44	0,98
Santiago del Estero	17.601,04	-180,73	21.616,06	1,02
Tucumán	17.973,18	191,41	27.444,07	1,04
Tierra del Fuego	20.142,40	2.360,63	49.507,65	1,17

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ENGHo 2017/18