



**UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO**

**Escuela de
Postgrado**

**“EFECTOS DE LA APERTURA COMERCIAL SOBRE LA
NUTRICIÓN EN EL PERÚ”**

**Trabajo de Investigación presentado
para optar al Grado Académico de
Magíster en Economía**

**Presentado por
Jennifer Lucía Valdivieso Mendoza**

Asesor: Alberto Chong Lam
[0000-0002-5139-5386](tel:0000-0002-5139-5386)

Lima, marzo 2023

REPORTE DE EVALUACIÓN DEL SISTEMA ANTIPLAGIO

A través del presente, Alberto Chong Lam deja constancia que el trabajo de investigación titulado “Efectos de la apertura comercial sobre la nutrición en el Perú” presentado por Jennifer Lucía Valdivieso Mendoza de acuerdo con el D.N.I. 72323402 para optar al Grado de Magíster en Economía fue sometido al análisis del sistema antiplagio Turnitin el 22 de marzo de 2023 dando el siguiente resultado

ev.turnitin.com/app/carta/es/?u=111793251&o=2042750680&lang=es&a=1

turnitin Lucía Jennifer Valdivieso Mendoza | ValdiviesoLucia_Tesis_maestria_2022.docx 1 de 1

Resumen de coincidencias

8 %

1	hdl.handle.net	1 %
2	www.researchgate.net	<1 %
3	repositorio.up.edu.pe	<1 %
4	www.inet.gob.pe	<1 %
5	qdoc.tips	<1 %
6	tesis.usat.edu.pe	<1 %
7	peruquia.bvsalud.org	<1 %
8	www.cies.org.pe	<1 %
9	www.camindustriales.o...	<1 %
10	gestion.pe	<1 %
11	Emiliano Lopez Barrera...	<1 %
12	Rob Vos: "Mortalidad L...	<1 %

Página: 1 de 40 Número de palabras: 11634 Versión solo texto del informe Alta resolución Activado

UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO Escuela de Postgrado

"EFECTOS DE LA APERTURA COMERCIAL SOBRE LA NUTRICIÓN EN EL PERÚ"

Trabajo de Investigación presentado para optar al Grado Académico de Magíster en Economía

Presentado por Jennifer Lucía Valdivieso Mendoza

Asesor: Alberto Chong Lam
0000-0002-5139-8386

A mis padres, por brindarme tantas oportunidades y alentarme a cumplir mis metas. A mi hermana, mis abuelas y Jani por su apoyo incondicional. A Santiago, por regalarme su compañía y ser mi cable a tierra.

Agradezco también a Albero Chong por su invaluable guía como asesor en esta investigación, y a Javier Torres, Noelia Bernal y Renata Lemos por su mentoría.

Resumen ejecutivo

Estudio si la liberalización del comercio internacional en el Perú afectó el estado nutricional de niños y mujeres adultas. Empleo un diseño de diferencias en diferencias continuo con un instrumento *shift-share* para cuantificar este impacto a raíz de la reducción drástica e inesperada de aranceles en el Perú entre 2008 y 2011. La apertura comercial disminuyó el nivel de hemoglobina de niños y mujeres en distritos donde el empleo femenino era más vulnerable a cambios arancelarios; y donde el empleo masculino estuvo más expuesto, los niños perdieron peso. Los hogares perdieron poder de compra y ajustaron sus gastos en categorías de bienes distintos a alimentos. No se descarta que también se hayan dado ajustes entre grupos de alimentos.

Índice

Índice de tablas.....	2
Índice de gráficos	3
Índice de anexos	4
Capítulo I. Introducción	5
Capítulo II. Literatura relacionada	7
Capítulo III. Contexto institucional.....	9
Capítulo IV. Fuentes de información	10
1. Vulnerabilidad a política arancelaria.....	10
2. Estado nutricional.....	10
3. Empleo y poder adquisitivo.....	11
Capítulo V. Estrategia empírica	12
Capítulo VI. Resultados	15
Capítulo VII. Análisis de robustez	17
4. Placebo de tendencias paralelas	17
5. Especificaciones alternativas.....	17
Capítulo VIII. Mecanismos	18
6. Empleo y poder adquisitivo.....	18
7. Consumo de alimentos	19
Capítulo IX. Efectos heterogéneos.....	20
Capítulo X. Conclusiones.....	22
Referencias	23
Anexos.....	26

Índice de tablas

Tabla 1. Estadísticas descriptivas, ENDES 2005, 2007-2011	11
Tabla 2. Efectos de la apertura comercial, estimadores MCO con efectos fijos	16
Tabla 3. Efectos de la apertura comercial, estimadores DCDH	16
Tabla 4. Estimadores placebo de tendencias paralelas y no anticipación.....	17

Índice de gráficos

Gráfico 1. Reducciones arancelarias, 2004-2011	9
Gráfico 2. Efectos de la apertura comercial sobre hemoglobina infantil	21
Gráfico 3. Efectos de la apertura comercial sobre hemoglobina en mujeres.....	21

Índice de anexos

Anexo 1. Revisión de literatura.....	27
Anexo 2. Estadísticas descriptivas ENAHO	30
Anexo 3. Índice de vulnerabilidad arancelaria	31
Anexo 4. Efectos instantáneos y dinámicos	32
Anexo 5. Especificaciones alternativas	33
Anexo 6. Efectos sobre empleo y gasto.....	34
Anexo 7. Efectos sobre consumo de alimentos	35
Anexo 8. Efectos heterogéneos	36

Capítulo I. Introducción

La política de apertura comercial peruana a inicios de los 2000 buscaba aprovechar las bondades de la competencia y la eficiencia de participar en el comercio internacional para aumentar el bienestar de la población y estimular la economía (MEF, 2006). La apertura comercial genera redistribución de recursos entre sectores productivos e introduce productos importados en el mercado local, lo cual afecta el empleo, los precios y la disponibilidad de productos que integran la canasta de consumo de los hogares. A pesar de los conocidos beneficios, en la literatura reciente se han identificado efectos inesperados de la liberalización comercial como aumentos en la violencia doméstica, el desempleo, la mortalidad masculina y el crimen (Autor et al., 2019; Chong y Velásquez, 2022; Dix-Carneiro et al., 2018).

En esta investigación evalué si la liberalización del comercio internacional en el Perú afectó el estado nutricional de niños y mujeres adultas. En particular, estudio el efecto de la política agresiva de apertura comercial que se inició en 2008 cuando el gobierno redujo drásticamente los aranceles de diversas industrias. Esto tomó por sorpresa a todos los agentes económicos, pues tanto los *Lineamientos de Política Arancelaria* del gobierno como las declaraciones de representantes del sector privado señalan que el acuerdo era reducir gradualmente los aranceles en un horizonte de 10 a 15 años (La República, 2011; MEF, 2006).

La reducción no anticipada de aranceles provee la variación temporal de mi estrategia de identificación, que se basa en un instrumento del tipo *shift-share* muy utilizado en la literatura (e.g. Autor et al., 2019; Chong y Velásquez, 2022; Shenhav, 2021). La variación transversal proviene de la distribución del empleo entre sectores industriales y género quince años antes de los cambios arancelarios. Utilizo información del Censo Nacional de 1993, la base de datos TRAINS, la tabla de armonización de códigos de industria del Banco Mundial, la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) y la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO).

Algunos estudios hallan efectos negativos sobre indicadores nutricionales (An et al., 2019; Baggio y Chong, 2020; Giuntella et al., 2020), mientras que otros documentan impactos positivos (Mary y Stoler, 2021; Adjaye-Gbewonyo et al., 2019). No obstante, la mayoría de la literatura de este campo utiliza datos agregados a nivel de país y presenta problemas de identificación. Luego de Giuntella et al. (2020), este estudio es de los primeros en identificar los efectos causales de la liberalización comercial sobre nutrición con datos desagregados, y también en enfocarse en la población infantil, en paralelo con Charris et al. (2021) y Figueiredo y Lima (2022).

Al mejor de mi conocimiento, en esta investigación se combinan por primera vez ambos elementos. Además, considero el impacto diferenciado según la composición de género de las industrias, lo que me permite analizar si la liberalización tuvo efectos diferenciados según el tipo de empleo más afectado a nivel de distrito. Finalmente, estudio el nivel de hemoglobina en sangre y variables de antropometría, e incorporo en el análisis el consumo de alimentos, el empleo y el gasto de los hogares. Con ello observo

un panorama más completo del estado nutricional de la población y mecanismos relevantes al efecto estudiado.

Encuentro que la apertura comercial disminuyó el nivel de hemoglobina de niños y mujeres en distritos donde el empleo femenino era más vulnerable a cambios arancelarios; y donde el empleo masculino estuvo más expuesto, los niños perdieron peso. En cuanto al mercado laboral, la apertura comercial disminuyó la probabilidad de empleo y los ingresos mensuales de las mujeres, mas no de los hombres. La incidencia de pobreza en los hogares aumentó, y su gasto total disminuyó mientras que el gasto en alimentos se mantuvo constante. Asimismo, la probabilidad de consumo reciente de alimentos ricos en vitaminas disminuyó, pero se mantuvo constante para otros grupos alimenticios.

Estos resultados indican que la población infantil es especialmente vulnerable a los efectos adversos que la apertura comercial pueda tener sobre el empleo, pues se ven afectados tanto por choques al empleo femenino como el masculino. Por su parte, las mujeres se ven perjudicadas por choques específicos a su empleo. Los hogares perdieron poder de compra, y ajustaron sus gastos en categorías de bienes distintos a alimentos. No se descarta que también se hayan dado ajustes entre grupos de alimentos.

Como es usual, mi investigación presenta limitaciones. En primer lugar, solo puedo identificar los efectos de la apertura comercial que se originan por la vulnerabilidad del empleo. A pesar de las ventajas de mi estrategia de identificación, esta no captura todos los efectos de la liberalización comercial ni permite separar los efectos de políticas de mitigación que se puedan haber implementado en el mismo periodo. Además, la ENDES no provee datos de panel, por lo que no observo cambios a través del tiempo para un mismo individuo. Finalmente, esta base de datos no cuenta con información sobre la cantidad y calidad de la dieta. A pesar las limitaciones, en esta investigación contribuyo a dilucidar cómo la apertura comercial, mediante la vulnerabilidad laboral del empleo, afectó la nutrición de la población.

El resto de la investigación se organiza de la siguiente forma. En Sección 2 reviso la literatura reciente sobre el tema, y en la Sección 3 expongo el contexto institucional. En la Sección 4 detallo las fuentes de información. La Sección 5 se enfoca en explicar a detalle la estrategia empírica, mientras que en la Sección 6 presento los hallazgos principales. En la Sección 7 proveo varios análisis de robustez. Analizo mecanismos en la Sección 8 y heterogeneidades en la Sección 9. Concluyo con un resumen de los resultados en la Sección 10.

Capítulo II. Literatura relacionada

En la actualidad no hay un consenso en la literatura sobre los efectos de la apertura comercial en indicadores nutricionales, aunque la mayoría de los estudios concluye que esta tiene efectos negativos. En la Tabla A1 del Anexo 1 provee un resumen de la literatura reciente. Un primer grupo de estudios encuentra que la apertura comercial aumenta o tiene una asociación positiva con la incidencia de obesidad y sobrepeso (An et al., 2019; Baggio y Chong, 2020; Costa-Font y Mas, 2016; Giuntella et al., 2020; Goryakin et al., 2015; Miljkovic et al., 2015), y el Índice de Masa Corporal (IMC) en adultos (Oberlander et al., 2017; Vogli et al., 2014).

Por el contrario, los resultados de Mary y Stoler (2021) indican que la apertura comercial reduce la incidencia de obesidad y sobrepeso. Adjaye-Gbewonyo et al. (2019) se enfocan en los efectos de las políticas de asistencia a la agricultura, que pueden ser implementadas a la par de la liberalización comercial. Los autores encuentran que estas políticas mejoran la talla y el peso por edad en niños, lo que interpretan como una forma de mitigar posibles efectos inesperados de la apertura comercial.

Por su parte, Charris et al. (2021) y Figueiredo y Lima (2022) estudian otros indicadores de salud infantil, como son la discapacidad y la mortalidad. Una reducción del índice de aranceles en una desviación estándar aumenta la incidencia de discapacidad infantil, principalmente a través del aumento en la pobreza de los padres (Figueiredo y Lima, 2022). La mortalidad infantil se reduce a raíz de la liberalización, lo cual se explica por un aumento en el tiempo que las madres dedican al cuidado infantil al encontrarse sin empleo por el choque comercial (Charris et al., 2021).

Uno de los mecanismos que media el efecto de la apertura comercial en la nutrición es la alimentación. Un mayor índice de globalización se asocia a un mayor consumo de proteínas y a una oferta de alimentos más rica en proteína animal, carbohidratos; y con menor porcentaje de grasa (Costa-Font y Mas, 2016; Mary y Stoler, 2021; Oberlander et al., 2017). En México, el aumento de la obesidad producto de la liberalización comercial se explica mayormente por una reducción de los precios de alimentos altamente calóricos y ricos en azúcar (Giuntella et al., 2020; Gračner, 2021). Costa-Font y Mas (2016) y Oberlander et al. (2017) también señalan que los efectos sobre la nutrición se explican por la dimensión social de la globalización, particularmente mediante los flujos de información de la televisión, el internet y los medios de comunicación.

Otros canales comúnmente estudiados son los efectos precio e ingreso derivados de la apertura comercial. Los precios de los alimentos pueden disminuir por el ingreso de productos alimenticios con precios más competitivos y con ello mejorar el acceso a alimentos de los consumidores netos; pero a la vez esto puede afectar negativamente los ingresos de los productores locales (Adjaye-Gbewonyo et al., 2019; Zimmermann y Rapsomanikis, 2021). Por el contrario, la liberalización económica puede aumentar los precios de alimentos y por ende disminuir el consumo calórico de la población más pobre, mas también podría reducir la pobreza a través de mayores salarios (Kadiyala et al., 2014).

Sin embargo, gran parte de la literatura que aborda la relación de apertura comercial y nutrición presenta problemas de identificación, ya sea de heterogeneidad no observada o de causalidad reversa (Mary y Stoler, 2021). Mary y Stoler (2021) documentan la existencia de causalidad reversa: un aumento de 1% en la incidencia de obesidad incrementa la apertura comercial en 0.6%. Los estudios recientes sobre los impactos de la apertura comercial mediante desplazamientos laborales emplean instrumentos de *shift-share* con choques exógenos y datos a nivel individual o de encuestas de hogares (Autor et al., 2019; Chong y Velásquez, 2022; Fernández Guerrico, 2021; Pierce et al., 2020). En contraste, casi toda la literatura que aborda la relación entre la apertura comercial y variables nutricionales utiliza mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con efectos fijos y datos agregados de panel a nivel de país. La excepción es el aporte de Giuntella et al. (2020), quienes utilizan encuestas de hogares, variables instrumentales y un instrumento *shift-share* donde la vulnerabilidad a los choques de comercio se da por el gasto inicial por producto a nivel de Estado.

Este estudio es uno de los primeros en estudiar a detalle los efectos causales de la liberalización comercial sobre la nutrición con datos desagregados intra-país, luego de Giuntella et al. (2020), y en enfocarse en la población infantil, en paralelo al trabajo de Charris et al. (2021) y Figueiredo y Lima (2022). Al mejor de mi conocimiento, esta investigación es la primera en combinar ambos elementos. También es la primera en esta rama de la literatura en considerar el impacto diferenciado según la composición de género de las industrias afectadas y en estudiar los efectos sobre el nivel de hemoglobina en sangre, además de variables antropométricas.

A diferencia de Giuntella et al. (2020), utilizo un instrumento *shift-share* donde la vulnerabilidad a la liberalización se mide por la proporción de empleo por industria y género a nivel de distrito, y capturo la apertura comercial mediante la disminución de aranceles a través del tiempo e industrias. Mi población de estudio abarca a niños menores de cinco años y mujeres adultas, mientras que la literatura anterior se ha enfocado en la población adulta. Esto me permite estudiar los efectos de la apertura comercial para una población más amplia y teniendo en cuenta el género predominante en las industrias más afectadas.

Además, incluyo otra medida de nutrición poco estudiada como es la hemoglobina. El peso para la talla o IMC son indicadores que miden el peso relativo de los individuos. Un bajo peso para la talla o IMC indican desnutrición de corto plazo, usualmente por inadecuada alimentación reciente o enfermedad; mientras que un nivel alto de este indicador indica sobrepeso, a raíz de una sobre alimentación o ingesta de alimentos altamente calóricos. Por otro lado, el nivel de concentración de hemoglobina en la sangre permite diagnosticar anemia, que está ligada a un inadecuado consumo o absorción de nutrientes, principalmente aquellos hierro y vitaminas (OMS, 2017; Shekar et al., 2017). Con ambas medidas de nutrición tengo una perspectiva más completa del estado y la calidad nutricional de los individuos.

La apertura comercial puede ser abordada desde distintos ángulos. Por ejemplo, la firma de un Tratado de Libre Comercio (TLC), la participación de las exportaciones e importaciones en el PBI, el valor de

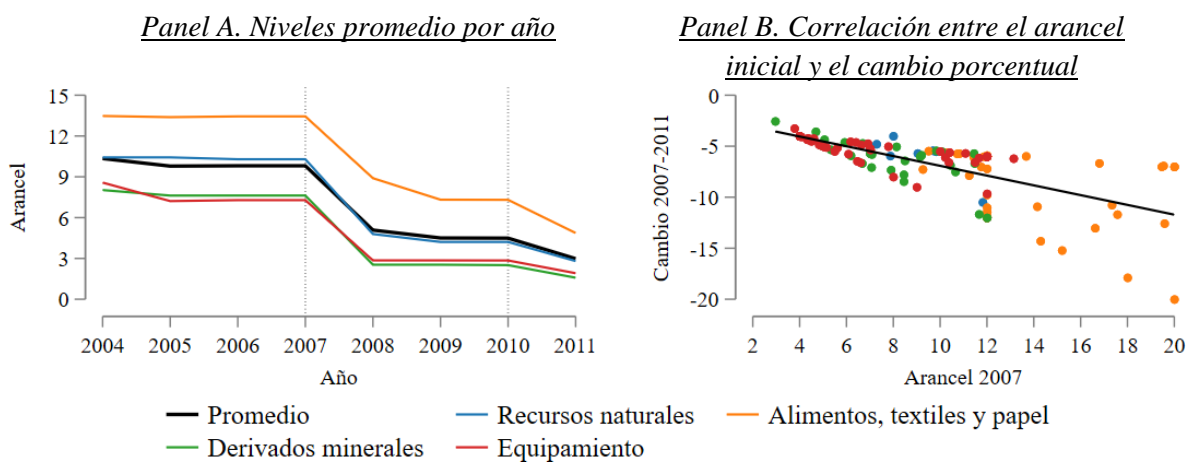
un índice agregado de globalización, o la vulnerabilidad del empleo local ante cambios arancelarios. Una única definición no es capaz de capturar todos los efectos de la apertura comercial, ni de aislar los efectos de políticas de protección a la industria nacional que puedan haberse dado a la par de las políticas de liberalización comercial. A pesar de esta limitación, contribuyo a dilucidar cómo la apertura comercial, mediante la vulnerabilidad laboral del empleo, afectó la nutrición de la población.

Capítulo III. Contexto institucional

En el año 2006, en medio de un ambiente favorable para el comercio internacional en el Perú, se aprobaron los *Lineamientos de Política Arancelaria*, cuya publicación tenía como objetivo «difundir el diseño de política arancelaria del Ministerio de Economía y Finanzas» (MEF, 2006, pág. 1). A pesar de que en el documento se señala explícitamente la conveniencia de reducir los aranceles de forma progresiva, en el año 2007 el gobierno inició una política de recorte de aranceles drástica e inesperada.

El hecho de que tomaron por sorpresa a los agentes económicos se evidencia tanto en el texto de los lineamientos como en las declaraciones realizadas por los representantes del sector privado, pues ambas fuentes coinciden en que se había acordado una reducción gradual de aranceles en un horizonte de 10 a 15 años¹. Las disminuciones más drásticas se dieron entre los años 2007-2008 y 2010-2011, y los sectores más protegidos fueron también los más afectados por dichas reducciones (Chong y Velásquez, 2022). Esto se aprecia en el Gráfico 1.

Gráfico 1. Reducciones arancelarias, 2004-2011



Notas: Promedio simple por industria 2004-2001. Se excluyó el sector no transable y las industrias con códigos ISIC3 1110, 0111, 0112 y 0121.

Fuente: Banco Mundial – TRAINS (2022). Elaboración propia.

¹ En los Lineamientos de Política Arancelaria se afirma que «[...]la estructura arancelaria de largo plazo del Perú debe ir tendiendo a reducir magnitud y número de niveles arancelarios, de manera que se coincida en el horizonte de desgravación total de los acuerdos comerciales en los próximos 10 a 15 años» (MEF, 2006, págs. 10-11). En 2011, el ex presidente de ADEX declaró en 2011 que estas reducciones arancelarias no respetaron la progresividad acordada en los TLC: «Había partidas que se desgravarían entre 10 y 17 años, otras en un tiempo más corto y un grupo que no se desgravaría, pero al final ya todas están totalmente desgravadas» (José Luis Silva Martinot, La República, 2011).

Capítulo IV. Fuentes de información

1. Vulnerabilidad a política arancelaria

Uso datos del Censo Nacional de 1993 para obtener los porcentajes de empleo por industria y por sexo, que sirven para ponderar la importancia de cada industria en el empleo del distrito antes de la apertura comercial. Las tasas de aranceles por industria son promedios simples y provienen de la base de datos TRAINS del Banco Mundial (Banco Mundial, 2022a). El Censo Nacional utiliza códigos de industria del *International Standard Industrial Classification* (ISIC) y TRAINS emplea códigos del *Trade Classification Harmonized System* (HS), por lo que uso la tabla de armonización de códigos de industria del Banco Mundial (Banco Mundial, 2022b). Luego de excluir al sector servicios, como es práctica estándar en la literatura, tengo aranceles promedio para 76 industrias.

2. Estado nutricional

Uso la ENDES de los años 2004-2011 para los indicadores de salud infantil y de mujeres. Hasta el 2007, la ENDES anual era representativa a nivel urbano, rural y de región natural, y la representatividad departamental se alcanzaba con un *pool* de cinco años. A partir del 2008, la ENDES anual es representativa a nivel urbano, rural, de región natural y departamental. Una fortaleza de la ENDES es que recoge información antropométrica (talla y peso) y el nivel de hemoglobina en la sangre de todos los niños menores de 5 años –previo consentimiento del adulto encargado– y de todas las mujeres entre los 15 y los 49 años que residen en el hogar². Además, permite relacionar a niños y madres cuando ambos viven en el hogar. En la ENDES trianual 2004-2006 solo se tomaron medidas antropométricas en el año 2005. A partir de 2007, estas mediciones se realizan cada año.

Los indicadores antropométricos para niños del año 2005 están estandarizados según las *Curvas de Crecimiento Referenciales NCHS/FELS/CDC*, mientras que a partir de 2007 se utilizan los *Estándares de Crecimiento de la Organización Mundial de la Salud (OMS)*. Por ello, utilizo la herramienta en línea *Análisis de Antropometría para Encuestas* de la OMS para convertir todos los datos de antropometría al mismo estándar (OMS, 2022). La muestra de niños que estudio son los niños de 5 o menos años que fueron medidos (antropometría o hemoglobina) y viven con sus madres en el hogar. La muestra de mujeres está compuesta por mujeres de 18 a 49 años que fueron medidas, viven en el hogar y no están embarazadas ni dentro del primer año de postparto. En la Tabla 1 muestro las estadísticas descriptivas de la muestra.

² La hemoglobina en niños y mujeres está ajustada por altura. La anemia en niños se define como tener menos de 11 g/dl en sangre, y en mujeres, menos de 12 g/dl. El peso por altura en niños está estandarizado según los estándares de crecimiento de la Organización Mundial de la Salud, y se utiliza para definir sobrepeso (mayor a 2 desv. estándar) y bajo peso (menor a 2 desv. estándar). El IMC en mujeres se utiliza para definir sobrepeso (mayor a 25) y bajo peso (menor a 17).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas, ENDES 2005, 2007-2011

Variables	Obs.	Prom.	SD	Min.	Max.
<i>Niños y niñas</i>					
Hemoglobina	35,200	11.143	1.237	6.9	14.1
Anemia	35,200	0.418	0.493	0.0	1.0
Peso por altura	41,901	0.570	0.924	-2.1	3.5
Sobrepeso	41,901	0.066	0.249	0.0	1.0
Bajo peso	42,932	0.021	0.144	0.0	1.0
Mujer	43,017	0.494	0.500	0.0	1.0
Edad en meses	43,017	29.727	17.189	0.0	59.0
Tiene agua dentro del hogar	42,990	0.614	0.487	0.0	1.0
N. de miembros en el hogar	43,017	5.732	2.240	2.0	23.0
N. de niños <=5 años en el hogar	43,017	1.548	0.750	0.0	7.0
Edad en años de la madre	43,017	29.420	7.090	15.0	49.0
Años de educación de la madre	42,980	8.085	4.154	0.0	17.0
Altura en metros de la madre	27,517	1.512	0.052	1.4	1.7
<i>Mujeres adultas</i>					
Nivel de hemoglobina	76,855	12.935	1.291	8.3	17.6
Anemia	76,855	0.215	0.411	0.0	1.0
IMC	77,923	25.880	3.891	18.2	37.4
Sobrepeso	77,923	0.541	0.498	0.0	1.0
Bajo peso	77,923	0.003	0.053	0.0	1.0
Tiene agua dentro del hogar	82,463	0.712	0.453	0.0	1.0
N. de miembros en el hogar	82,566	4.998	2.113	1.0	23.0
Edad en años de la madre	82,566	33.046	9.173	18.0	49.0
Años de educación de la madre	82,483	8.985	4.429	0.0	17.0
Hijos vivos	82,566	2.210	2.020	0.0	14.0

Fuente: ENDES 2005, 2007-2011. Las medidas de antropometría y hemoglobina se obtienen previa autorización de la mujer adulta o del adulto responsable de los niños. Descartamos al percentil 1 y 99 de la distribución anual de hemoglobina, peso por altura e IMC. El peso por altura infantil está estandarizado según los estándares de crecimiento de la Organización Mundial de la Salud.

3. Empleo y poder adquisitivo

Recurro a la ENAHO de los años 2006-2011 para explorar si la apertura comercial afectó el empleo, el gasto y el estado de pobreza –proxy de capacidad adquisitiva– de los hogares; que son mecanismos potenciales identificados por la literatura. Realizo una selección de muestra para obtener hogares comparables a los de nuestra muestra de la ENDES. Primero, identifiqué a las familias que viven dentro del hogar, señaladas como núcleos familiares en la encuesta. Luego, selecciono los núcleos familiares que tengan al menos un niño entre los 0 y los 5 años y una mujer en el rango de 15 a 49 años. Los identificadores de relación familiar en esta encuesta son relativas al jefe del núcleo familiar, sea este mujer u hombre, por lo que realizamos el supuesto de que los hijos del jefe del núcleo familiar también son hijos de su pareja. En la Tabla A2 del Anexo 2 se resumen las características de esta muestra. En promedio, cada hogar tiene 5.5 miembros, y 1.2 núcleos familiares donde ambos padres se encuentran

presentes en el 81% de los casos. Las madres de la muestra tienen en promedio 2.4 hijos viviendo con ellas en el hogar y suelen trabajar menos y tener menos ingresos laborales que sus parejas.

Capítulo V. Estrategia empírica

Utilizo un instrumento del tipo *shift-share* de la familia de instrumentos de Bartik, donde la reducción no anticipada de aranceles es la fuente de variación exógena temporal y la distribución del empleo a través de sectores industriales y género provee variación transversal. Esta estrategia es similar a la empleada por otros autores que utilizan choques exógenos que afectan a distintos sectores u ocupaciones en el mercado laboral, como Autor et al. (2019), de Shenhav (2021) y Chong y Velásquez (2022), aunque mi estrategia es más similar a la empleada por estos últimos.

Construyo un índice de vulnerabilidad del empleo del distrito a la apertura comercial, que es una suma de la tasa arancelaria por industria ponderada por la proporción inicial de personas empleadas en dicha industria en el distrito. Realizo además una distinción por género, con lo que obtengo una medida de la vulnerabilidad del empleo femenino y masculino del distrito a la política arancelaria (FTV y MTV respectivamente, por sus siglas en inglés). Calculo estos índices mediante la fórmula presentada en la Ecuación 1, donde $L_{1993,d,i}^G$ es la cantidad de trabajadores del género G empleados en la industria i en el distrito d en el año 1993, $L_{1993,d,i}$ es la cantidad de trabajadores totales empleados en la industria i en el distrito d en el año 1993, y $Arancel_{i,t}$ es el arancel promedio de la industria i en el año t .³

$$GTV_{d,t} = \sum_i \frac{L_{1993,d,i}^G}{L_{1993,d,i}} \times Arancel_{i,t} \quad \text{para } G = \{M, F\} \quad \text{Ecuación 1}$$

En el Gráfico A1 del Anexo 2 se observa la dispersión geográfica de la vulnerabilidad arancelaria según género. Cada color corresponde a un cuartil de cambio en aranceles durante el periodo 2004-2011. Los distritos del color más claro experimentaron los menores cambios en vulnerabilidad arancelaria, y los de color más oscuro, los mayores. En el Gráfico A2 del Anexo 2 se muestran los niveles promedio anuales de los índices FTV y MTV (Panel A) y el cambio relativo al nivel de 2007 por cada distrito (Panel B). La disminución promedio de los índices FTV y MTV entre 2007 y 2011 fue de 1.6 puntos porcentuales (pp) y 8.9pp respectivamente. Vemos que, relativo a los niveles de 2007, tanto el empleo en industrias predominantemente femeninas como masculinas estuvieron expuestas a las reducciones de aranceles. La correlación entre FTV y MTV es de 0.11. Ambas fuentes de variación – distrital y temporal – contribuyen a la estrategia de identificación.

³ La distribución del empleo por distritos e industrias se calculan a partir del Censo Nacional de 1993, el más cercano previo a la primera ronda de reducciones arancelarias, llevadas a cabo a fines de 2007. Como Chong y Velásquez (2022), seguimos la práctica estándar de la literatura de excluir el sector no transable, y excluimos también las industrias con códigos ISIC3 1110, 0111, 0112 y 0121 debido a que en estas se dieron reducciones arancelarias en años anteriores que no se observaron en el resto de los sectores.

Este es un diseño de diferencias en diferencias (DID) con tratamiento continuo, pues los grupos están expuestos a una dosis continua de tratamiento a través de los años. Para estimar los efectos de la apertura comercial en su forma reducida utilizaré un estimador de MCO con efectos fijos y el estimador robusto a efectos heterogéneos y dinámicos propuesto por De Chaisemartin y D'Haultfœuille (2022)⁴. La primera estrategia estima la diferencia promedio del efecto de la apertura comercial en distritos con mayor vulnerabilidad relativo a distritos con menor vulnerabilidad. La segunda estrategia estima los efectos instantáneos y dinámicos promedio de tratamiento, además del efecto promedio total por unidad de tratamiento.

Primero estimaré por MCO la especificación dada por la Ecuación 2.

$$y_{j,d,t} = \alpha + \beta_1 FTV_{d,t} + \beta_2 MTV_{d,t} + \alpha_d + \alpha_t + [\gamma_2' X_{j,d,t} + \gamma_3' Z_{d,t}] + \varepsilon_{j,d,t} \quad \text{Ecuación 2}$$

Donde β_1 y β_2 son los parámetros de interés del efecto de un cambio en el arancel de industrias que son más predominantemente femeninas y masculinas sobre la medida de nutrición del individuo ($y_{j,d,t}$). La especificación incluye efectos fijos de distrito (α_d), que capturan la variación constante en el tiempo de cada distrito, y efectos fijos de tiempo (α_t), que recogen choques a nivel de país para cada año.

Controlo también por características individuales que varían en el tiempo que son determinantes del estado nutricional ($X_{j,d,t}$). Para el caso de nutrición infantil, incluimos sexo, edad en meses, edad de la madre, años de educación de la madre, altura de la madre, tamaño del hogar, cantidad de niños menores a 5 años en el hogar y si el hogar cuenta con agua potable corriente. Para las mujeres adultas, incluyo controles de edad, años de educación, cantidad de hijos, tamaño del hogar y si el hogar tiene agua potable corriente (Shekar et al., 2017). Además, utilizo controles a nivel de distrito que varían en el tiempo ($Z_{d,t}$) relacionados a otros cambios asociados a la apertura comercial, como son los aranceles de insumos, la inversión extranjera directa y las exportaciones.

De Chaisemartin y D'Haultfœuille (2022) proponen un estimador robusto a efectos de tratamiento heterogéneos y dinámicos (en adelante, *estimador DCDH*), donde los pesos que ponderan los efectos de cada grupo satisfacen la condición de no reversibilidad de signo⁵. Este estimador es una extensión del

⁴ Este requiere cuatro supuestos. Primero, que el diseño sea nítido. Esto se cumple pues las variables de tratamiento (FTV y MTV) se definen a nivel de distrito-tiempo. Segundo, que no haya anticipación, lo cual se describe en la Sección 3. Tercero, que los grupos sean independientes, se cumpla la exogeneidad fuerte y haya tendencias paralelas entre los no tratados. Asumo que los dos primeros se cumplen. En la Sección 7 demuestro que el supuesto de tendencias paralelas y el de no anticipación se cumplen. Cuarto, que el diseño no sea redundante, es decir, que no todos sean tratados desde el inicio y no todos sean nunca tratados. En las estimaciones compruebo que este supuesto se cumple.

⁵ Esta condición se incumple cuando los efectos son positivos en cada grupo y periodo, pero el valor esperado de los coeficientes de regresión es negativo, o viceversa (De Chaisemartin y D'Haultfœuille. 2022). Esto puede ocurrir si al menos uno de los ponderadores asociado a un efecto grupo-periodo es negativo.

diseño de estudio de eventos, y aplica para diseños con tratamiento continuo como es el caso de este estudio⁶. El estimador se construye en dos etapas: una intra-grupos y otra intra-periodos⁷.

En la primera etapa se construyen los estimadores que provienen de la estrategia de estudio de eventos. Se define el ponderador $\omega_{g,\ell}$ como el número de unidades del grupo g que fueron tratados por primera vez hace ℓ periodos entre el número total de unidades en todos los grupos que fueron tratados por lo menos hace ℓ periodos (N_ℓ^1). Se utiliza este ponderador para construir la forma reducida de los efectos ($\delta_{+,\ell}$) y la primera etapa del estudio de eventos ($\delta_{+,\ell}^D$) para los ℓ periodos posteriores a ser tratado por primera vez. Con esto, se consiguen estimadores robustos a efectos heterogéneos de tratamiento que utilizan ponderadores no negativos, con lo que se satisface la condición de no reversibilidad de signo. El estimador $\delta_{+,\ell}$ se interpreta como el efecto de haber experimentado una cantidad débilmente mayor de tratamiento por $\ell + 1$ periodos.

En la segunda etapa se divide la suma ponderada de los efectos instantáneos y dinámicos de la forma reducida ($\delta_{+,\ell}$), entre los coeficientes de la primera etapa ($\delta_{+,\ell}^D$). En este caso, los ponderadores $\omega_{+,\ell}$ son N_ℓ^1 entre el total de unidades alguna vez tratadas. Esta etapa da como resultado el estimador del efecto total promedio por unidad de tratamiento (δ_+), que es robusto a efectos de tratamiento heterogéneos y a efectos dinámicos de tratamiento. Una ventaja adicional de esta estrategia es que permite estimar efectos placebo de periodos anteriores al tratamiento, los cuales se pueden utilizar para evaluar la plausibilidad del supuesto de tendencias paralelas. Como muestro en la Sección 7.1, no hallo evidencia contraria a este supuesto.

Es importante resaltar que ninguno de estos efectos mide la liberalización comercial a nivel nacional, por lo que interpretar estos resultados bajo esa óptica sería errado. En cambio, estimo efectos de la apertura comercial distintos y complementarios: la diferencia promedio del efecto en distritos con mayor vulnerabilidad relativo a distritos con menor vulnerabilidad (β_1, β_2), y el efecto total promedio por unidad de tratamiento (δ_+).

⁶ Callaway et al. (2021) también proponen una estrategia para DID con tratamiento continuo, pero su estimador se centra en la heterogeneidad que se origina de las distintas dosis de tratamiento que reciben los grupos.

⁷ Esta explicación sigue la sección 4.1 de De Chaisemartin y D'Haultfœuille (2022). Los autores dejan la posibilidad de que los efectos dinámicos se traigan a valor presente con un factor de descuento elegido por el investigador. En esta explicación, y en mis estimaciones no descuento los valores futuros.

Capítulo VI. Resultados

Los resultados principales están en las Tablas 2 y 3. La especificación de MCO con efectos fijos incluye efectos fijos de distrito, efectos fijos de año, controles individuales y controles de distrito. Los errores estándar están clusterizados a nivel de distrito. Para el estimador DCDH realice los siguientes cambios debido a restricciones computacionales: recalculo el índice de vulnerabilidad multiplicando por $(1 - Arancel_{i,t})$ para que sea creciente y agrupo los valores en deciles pues la estimación requiere que la variable independiente exhiba cambios discretos. Entonces, el cambio en el estado de tratamiento se define como pasar de un decil a otro de la distribución total del índice de vulnerabilidad. Estimo los efectos de FTV y MTV en dos regresiones separadas, en las cuales incluyo el índice del otro género y tendencias lineales por distrito como únicos controles. Nuevamente, los errores estándar están clusterizados a nivel de distrito.

En cuanto a nutrición infantil, una disminución unitaria en FTV –es decir, que los aranceles ponderados que afectan el empleo femenino disminuyan en un punto porcentual– disminuye el nivel de hemoglobina en 0.144 g/d (columna 1, Tabla 2). En resultados no reportados, el efecto de FTV sobre la variable binaria de anemia infantil es de 4.7pp, lo que representa un aumento de 11.2% con respecto a la incidencia de anemia promedio en la muestra de 41.8%. Este resultado es significativo al 10%⁸. Similarmente, el efecto promedio en el nivel de hemoglobina por un aumento unitario en el decil del FTV modificado es también negativo y distinto de cero, aunque se pierde significancia estadística al estar estas regresiones a nivel de distrito-año (columna 1, Tabla 3). Este sería el equivalente en signo, pero no en magnitud a disminuir un decil del FTV estándar.

El peso por altura infantil se ve negativamente afectado por una disminución unitaria en MTV (columna 2, Tabla 2). No obstante, este resultado no es estadísticamente significativo con el estimador DCDH. Esta diferencia en resultados puede atribuirse a la presencia de efectos dinámicos para esta variable, a los cuales el estimador de DCDH es robusto. Como se aprecia en el Anexo 4, donde están los efectos dinámicos, el cambio en un decil de MTV tiene un efecto estadísticamente significativo y negativo recién dos periodos luego del cambio (columna 2, Tabla A3).

En cuanto a los efectos sobre los indicadores nutricionales de mujeres, una disminución unitaria en FTV también disminuye la hemoglobina en sangre en 0.250 g/dl, significativo al 1% (columna 3, Tabla 2). Esto no genera en promedio un cambio en el estado de anemia para las mujeres. El resultado del estimador DCDH también tiene signo negativo, pero no es significativo (columna 3, Tabla 3). Dos resultados adicionales llaman la atención, un efecto positivo de MTV sobre el IMC de las mujeres y un efecto positivo de un decil de MTV sobre la hemoglobina de mujeres. No obstante, como se muestra en

⁸ Los coeficientes sobre variables binarias de FTV y MTV para el resto de las variables de nutrición infantil y de mujeres no son estadísticamente distintos de cero.

la Sección 7.2, estos resultados no son robustos a distintas especificaciones, por lo que no los considero dentro de los resultados principales del estudio.

La hemoglobina en sangre se ve afectada por la calidad nutricional, principalmente por un consumo insuficiente de hierro y/o vitaminas, mientras que el peso por altura está influenciado por la cantidad de calorías consumidas (OMS, 2017; Shekar et al., 2017). La apertura comercial disminuyó la calidad de la dieta para niños y mujeres en distritos donde el empleo femenino fue más afectado por la disminución arancelaria, mientras que el consumo calórico de los niños disminuyó en distritos donde el empleo masculino fue el más afectado. El hecho de que la nutrición infantil se vea afectada tanto por choques al índice de vulnerabilidad femenino y masculino no sorprende, pues los ingresos del hogar que se destinan a los niños pueden provenir de familiares hombres o mujeres. Los resultados de las mujeres señalan la importancia de los choques de empleo específicos al mismo género, pues puede afectar su fuente de empleo e ingresos.

Tabla 2. Efectos de la apertura comercial, estimadores MCO con efectos fijos

	Niños y niñas		Mujeres	
	<i>Hemoglobina</i>	<i>Peso por altura</i>	<i>Hemoglobina</i>	<i>IMC</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
FTV (β_1)	-0.144 (0.072)**	-0.070 (0.054)	-0.250 (0.067)***	0.018 (0.115)
MTV (β_2)	-0.012 (0.037)	-0.051 (0.022)**	-0.029 (0.032)	0.083 (0.048)*
Promedio dep.	11.27	0.53	12.94	25.88
Distritos	968	974	998	998
Observaciones	25,019	26,834	76,681	77,753
R ² ajustado	0.23	0.11	0.07	0.16

Notas: Niños entre 0 y 5 años inclusive, que residen en el hogar con sus madres. Mujeres entre 18 y 49 años inclusive, que residen en el hogar, no están embarazadas o dentro del año postparto. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de distrito y año, controles individuales y controles distritales. Errores estándar en paréntesis clusterizados a nivel de distrito. Los coeficientes están multiplicados por (-1) para reflejar el efecto de una disminución en los índices de vulnerabilidad.

Tabla 3. Efectos de la apertura comercial, estimadores DCDH

	Niños y niñas		Mujeres	
	<i>Hemoglobina</i>	<i>Peso por altura</i>	<i>Hemoglobina</i>	<i>IMC</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
FTV (δ_+)	-0.627 [0.089]*	0.068 [0.671]	-0.542 [0.430]	0.063 [0.909]
Observaciones (g,t)	5,894	7,151	18,341	18,639
MTV (δ_+)	-0.009 [0.907]	-0.095 [0.168]	0.223 [0.041]**	0.091 [0.337]
Observaciones (g,t)	1,930	2,283	3,996	4,096

Notas: Niños entre 0 y 5 años inclusive, que residen en el hogar con sus madres. Mujeres entre 18 y 49 años inclusive, que residen en el hogar, no están embarazadas o dentro del año postparto. Estimadores robustos a efectos heterogéneos y dinámicos de tratamiento de De Chaisemartin y D'Haultfœuille (2022). Índice de vulnerabilidad recalculado para ser creciente y agrupado en deciles. Se incluye como control el índice de vulnerabilidad del otro género. Errores estándar clusterizados a nivel de distrito. *P-values* en corchetes.

Capítulo VII. Análisis de robustez

4. Placebo de tendencias paralelas

De Chaisemartin y D’Haultfœuille (2022) proponen un estimador placebo para evaluar la plausibilidad de los supuestos de no anticipación y de tendencias paralelas. Este estimador es similar al de efectos dinámicos, pero para periodos antes del tratamiento ($\delta_{+,-1}^{PL}$). El estimador placebo de un periodo anterior al tratamiento permite evaluar si se cumple la no anticipación y las tendencias paralelas entre los dos periodos previos al tratamiento. Con más periodos se puede evaluar la existencia de tendencias paralelas en un rango de tiempo mayor. En este caso, solamente se puede estimar el placebo de un periodo antes del cambio – entre 2005 y 2007 – pues no hay información de estado nutricional en la ENDES 2006. Como se observa en la Tabla 4, no hay evidencia para rechazar los supuestos de no anticipación ni de tendencias paralelas.

Tabla 4. Estimadores placebo de tendencias paralelas y no anticipación

	Niños y niñas		Mujeres	
	<i>Hemoglobina</i>	<i>Peso por altura</i>	<i>Hemoglobina</i>	<i>IMC</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
FTV ($\delta_{+,-1}^{PL}$)	-0.019 [0.691]	0.004 [0.882]	-0.101 [0.402]	-0.017 [0.774]
MTV ($\delta_{+,-1}^{PL}$)	-0.026 [0.802]	-0.127 [0.405]	-0.067 [0.551]	-0.160 [0.578]

Notas: Niños entre 0 y 5 años inclusive, que residen en el hogar con sus madres. Mujeres entre 18 y 49 años inclusive, que residen en el hogar, no están embarazadas o dentro del año postparto. Estimadores placebo pre-tratamiento De Chaisemartin y D’Haultfœuille (2022). Índice de vulnerabilidad recalculado para ser creciente y agrupado en deciles. Se incluye como control el índice de vulnerabilidad del otro género. Errores estándar clusterizados a nivel de distrito. *P-values* en corchetes.

5. Especificaciones alternativas

En el Anexo 5 presento otras variaciones de la especificación principal de MCO: solamente con efectos fijos (columnas 1 y 6), agregando controles individuales (columnas 2 y 7) y con pesos muestrales (columnas 3 y 8). Los resultados principales son robustos y no están concentrados en un grupo particular que puede haber sido sub o sobre representado en el diseño muestral.

Para evaluar la plausibilidad de identificación de instrumentos de la familia Bartik, Goldsmith-Pinkham et al. (2019) proponen explorar la relación entre la variable de *shift-share* y características del lugar que pueden estar correlacionadas en cambios con la variable dependiente. Por ello, a la especificación principal le agrego controles de condiciones iniciales del distrito ($W_{d,1993}$) interactuados con tendencias lineales y cuadráticas, como muestro en la Ecuación 3.

$$y_{j,d,t} = \alpha + \beta_1 MTV_{d,t} + \beta_2 FTV_{d,t} + \alpha_d + \alpha_t + [\gamma_2' X_{j,d,t} + \gamma_3' Z_{d,t}] + f(W_{d,1993}, \text{tendencia}, \gamma_1) + \varepsilon_{j,d,t} \quad \text{Ecuación 3}$$

En línea con Chong y Velásquez (2022), $W_{d,1993}$ incluye el tamaño de la población, el porcentaje de mujeres empleadas, el porcentaje de la población según logro educativo (primaria, secundaria o educación superior completa), y el porcentaje de la población empleada en agricultura y pesca, minería, manufactura, construcción y servicios del distrito en 1993. Si al condicionar en posibles *confounders* observamos cambios en los estimados, ello sugeriría que hay variables omitidas relevantes (Goldsmith-Pinkham et al., 2019). Los resultados para hemoglobina son robustos a la inclusión de la dinámica provista por estas condiciones iniciales (columnas 4 y 9). Finalmente, estimo la especificación principal con el índice de vulnerabilidad agregado (columnas 5 y 10). Estos coeficientes esconden los efectos diferenciados según el género predominante de las industrias, lo que refuerza la importancia de realizar esta distinción.

Capítulo VIII. Mecanismos

6. Empleo y poder adquisitivo

Inicio con variables de empleo, que pueden ser separadas por género, para evaluar si la apertura comercial afectó las fuentes de ingresos de los adultos de la familia. Estos resultados están en la Tabla A6 del Anexo 6. En distritos donde las industrias afectadas eran una fuente importante de empleo femenino en 1993, una disminución unitaria en FTV redujo la probabilidad de las madres de estar empleadas en 3.3pp, lo cual representa un 5% de la tasa de empleo promedio de 67%⁹. La tasa de empleo femenina se vio menos afectada en distritos donde el empleo masculino era más vulnerable, donde el coeficiente fue de 1.4pp. Condicional al empleo, los ingresos laborales mensuales de las madres disminuyeron en 6.4 y 4.7% de los niveles promedio de ambos tipos de distritos, respectivamente, aunque estos resultados son menos precisos. Por el contrario, las variables laborales de sus parejas (empleo masculino) no se vieron afectadas. Estos resultados son contrarios a lo hallado en otros países, donde los choques comerciales afectaron desproporcionalmente el empleo masculino (e.g. Autor et al. 2019, Pierce y Schott 2020 en Estados Unidos, Dix-Carreiro et al. 2018 en Brasil, entre otros).

Luego, exploro si, además del empleo, también se ve afectado el gasto de los hogares. En la Tabla A7 del Anexo 6 muestro que el gasto total per cápita mensual se reduce a partir de disminuciones en FTV y en MTV. No obstante, no encuentro un efecto estadísticamente significativo sobre el gasto específico en alimentos, a pesar de que el coeficiente tiene signo negativo. Como se vio en la revisión de literatura, la apertura comercial puede no solo afectar los ingresos, sino también los precios de alimentos y otros productos que pueden afectar el poder adquisitivo real de los hogares. Recorro a la incidencia de pobreza para identificar si la reducción en gasto se traduce en una disminución del poder de compra de los

⁹ Otra variable de interés relacionada es la participación laboral, que también disminuyó para este grupo a raíz de la apertura comercial. Una disminución unitaria de FTV redujo la probabilidad de participar en la fuerza laboral en 2pp, sobre una participación promedio de 72%. Este resultado es significativo al 10%.

hogares¹⁰. Esta se mide comparando el gasto per cápita mensual del hogar contra el valor de la línea de pobreza, que es el valor monetario de una canasta de consumo básica¹¹ (INEI, 2018). Una disminución unitaria de FTV aumenta la incidencia de pobreza en 4.1pp, un incremento del 8% sobre el nivel promedio de 49%. El efecto de un cambio unitario de MTV es de una menor magnitud, pero también estadísticamente significativo al 1%.

Con la información provista por la ENAHO de empleo y gastos del hogar, se concluye que, a raíz de la apertura comercial, las madres con hijos en la primera infancia se vieron desproporcionalmente afectadas tanto en términos absolutos al estar menos empleadas, como en términos relativos frente a sus parejas. Además, el poder adquisitivo de los hogares disminuyó. Los resultados van en línea con los efectos negativos identificados en la salud infantil, y también guardan relación con lo hallado recientemente por Lima y Figueiredo (2022) quienes identifican la pobreza parental como un mecanismo de propagación de choques laborales adversos sobre la salud infantil.

7. Consumo de alimentos

La apertura comercial impactó negativamente el empleo y el poder adquisitivo de los hogares, lo cual puede afectar el estado nutricional mediante el consumo de alimentos. La ENDES incluye información sobre el consumo de ciertos alimentos en las 24 horas anteriores a la aplicación de la encuesta para la submuestra de últimos hijos entre 6 y 23 meses de edad inclusive. Las variables disponibles son indicativas y no proveen información sobre la calidad de los alimentos o la cantidad consumida; por lo que las utilizaré solamente como evidencia sugerente. Me enfoco en cinco grupos alimentarios (proteínas, vitaminas, carbohidratos, lácteos y leche materna), que provienen de agrupar las 8 categorías señaladas en la *Guía Estadística de Encuestas Demográficas* (Croft et al., 2020).

La deficiencia de hierro es la causa más común de anemia, y se combate con alimentos de origen animal ricos en hierro, legumbres o suplementos de hierro. La falta de vitaminas, como la Vitamina A, también pueden causar anemia nutricional. Las verduras de hoja verde, frutas amarillas y naranjas y otras verduras son particularmente ricas en Vitamina A, y se recomienda incluirlas en la dieta para prevenir y combatir la anemia (OMS, 2017). Además, la lactancia materna está asociada a una menor probabilidad de sobrepeso en la infancia (UNICEF, 2015; Victora et al., 2016).

Los resultados del consumo de grupos alimentarios están las Tablas A8 y A9 del Anexo 7. Un aumento unitario en el decil del FTV modificado en promedio reduce la probabilidad de consumir vitaminas en 18pp (19.5%). No hallo efectos del FTV en niveles sobre la incidencia del consumo de ningún grupo alimentario. En el caso de MTV, un aumento unitario en el decil del MTV modificado disminuye la

¹⁰ Idealmente se complementarían este análisis con variables de precios de alimentos y otros bienes, mas esa información no se encuentra disponible a un nivel suficientemente desagregado.

¹¹ La canasta de consumo incluye un componente alimentario y uno no alimentario, y se calcula para 7 dominios: costa urbana, costa rural, sierra urbana, sierra rural, selva urbana, selva rural y Lima Metropolitana. Entre 2007 y 2012 la línea de pobreza nacional aumentó de S/. 238 a S/ 284.

probabilidad de consumir lácteos (8.8pp, 17%). Los efectos sobre la probabilidad de consumir leche materna son contradictorios entre ambas metodologías.

A pesar de estas limitaciones, los resultados de ambos grupos de mecanismos proveen un indicio de los mecanismos que pueden explicar los efectos en salud observados. La incidencia de pobreza entre los hogares aumentó a la vez que disminuyó el gasto total. A pesar de esto, el gasto destinado a alimentos no varió. Esto indicaría que los hogares vieron erosionado su poder de compra e hicieron ajustes para evitar que afectara el gasto en alimentos, que es un grupo de bienes de primera necesidad.

Además de ajustar entre categorías de gasto, los hogares también podrían haber ajustado entre variedades o grupos de alimentos. Las probabilidades promedio de consumo de todos los grupos de alimentos son altas, y esta variable solo nos permite identificar si se consumieron ciertos grupos de alimentos el día anterior, mas no la cantidad o calidad de estos. Es posible que los hogares hayan priorizado grupos de alimentos considerados más importantes para el desarrollo infantil, como las proteínas y los carbohidratos, para lo cual hayan disminuido la frecuencia de consumo de otros grupos alimentarios, como las vitaminas o los lácteos.

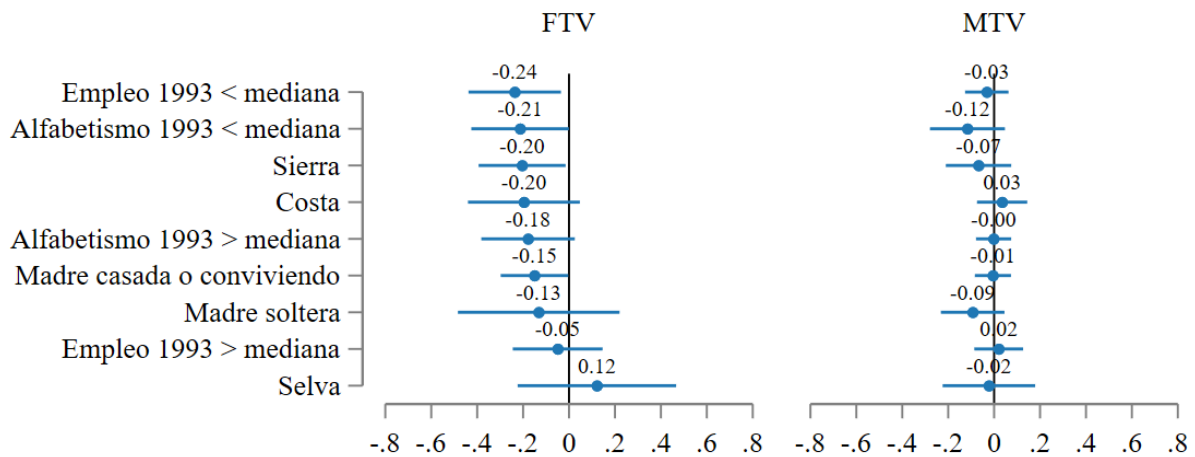
Capítulo IX. Efectos heterogéneos

En esta sección exploro si hay efectos heterogéneos de la apertura comercial sobre la hemoglobina infantil y de las madres. Para ello, estimo la Ecuación 2 en distintas submuestras. Realizo el análisis para la proporción de alfabetismo promedio mayor a la mediana nacional (en 1993, variable binaria a nivel distrital), la proporción de personas empleadas promedio mayor a la mediana nacional (en 1993, variable binaria a nivel distrital), el estado marital o de convivencia de la madre, y la ubicación geográfica del distrito.

Giuntella et al. (2020) encuentran que el efecto de la apertura comercial en el consumo de alimentos poco saludables se amplifica con bajos niveles de educación, mientras que la proporción de personas empleadas en el distrito brinda una aproximación al tamaño del mercado laboral. El estado marital o de convivencia de la madre señala la cantidad de adultos en el hogar responsables del niño. Finalmente, la ubicación geográfica es informativa sobre las zonas que fueron más o menos afectadas.

En el Gráfico 2 muestro que el efecto negativo de la vulnerabilidad del empleo femenino sobre la hemoglobina infantil está concentrado en distritos con menor tasa de empleo en 1993, en aquellos ubicados en la sierra y la costa, y en hijos de madres casadas o conviviendo. Los efectos no son distintos según el nivel de alfabetismo del distrito. En la costa, selva y en distritos con alto empleo inicial no se distingue ningún efecto.

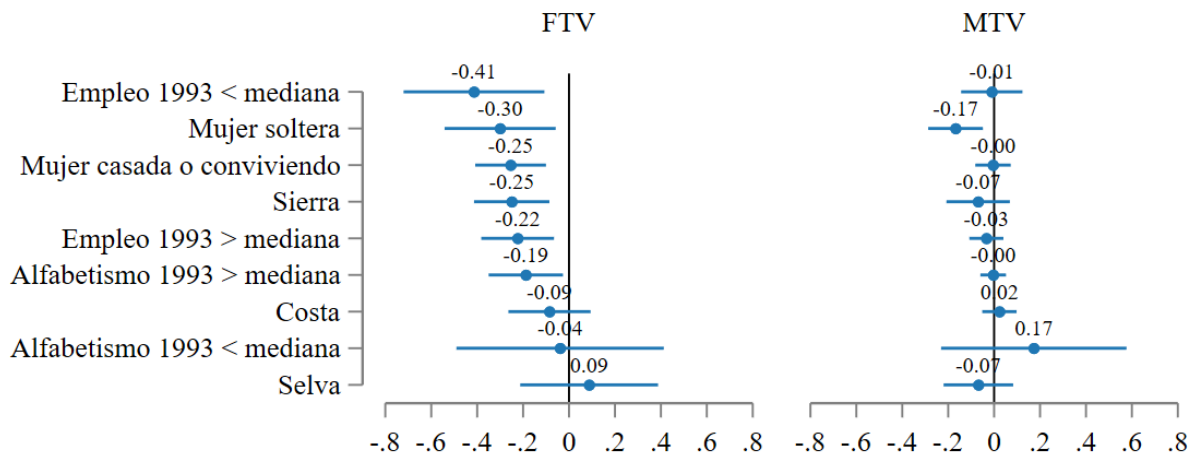
Gráfico 2. Efectos de la apertura comercial sobre hemoglobina infantil



Elaboración propia.

En el Gráfico 3 muestro que el efecto negativo de FTV sobre la hemoglobina de mujeres adultas se encuentra principalmente en distritos con menor nivel de empleo en 1993 y en la sierra. Tanto mujeres solteras como casadas o convivientes se ven similarmente afectadas. En la costa, selva y en distritos con bajo nivel de alfabetismo inicial los efectos no son estadísticamente distintos a cero. En la Tabla A10 del Anexo 8 están los resultados completos.

Gráfico 3. Efectos de la apertura comercial sobre hemoglobina en mujeres



Elaboración propia.

Capítulo X. Conclusiones

En esta investigación evaluó si la apertura comercial en el Perú tuvo efectos sobre el estado nutricional de niños y mujeres adultas. Para ello, utilizó un instrumento *shift share* que aprovecha la variación temporal de un recorte no anticipado de aranceles y la variación transversal de la vulnerabilidad laboral de cada distrito a la política arancelaria según industria. Empleó dos estrategias de estimación, una por MCO con efectos fijos que es común en la literatura de apertura comercial, y un estimador robusto a efectos heterogéneos y dinámicos propuesto por De Chaisemartin y D'Haultfœuille (2022). No encuentro evidencia para rechazar los supuestos de tendencias paralelas y no anticipación, y mis resultados son robustos a especificaciones alternativas.

En distritos donde el empleo femenino es más vulnerable a cambios arancelarios, la apertura comercial disminuyó los niveles de hemoglobina de los niños y las mujeres. También redujo la probabilidad de empleo y los ingresos mensuales de las mujeres, aumentó la incidencia de pobreza y disminuyó el gasto total sin afectar el gasto en alimentos, en detrimento del consumo reciente de alimentos ricos en vitaminas. En cambio, en distritos donde el empleo masculino estuvo más expuesto, el peso por altura de los niños se redujo y también su consumo reciente de lácteos. Resalta que los niños son una población particularmente vulnerable, pues se ven afectados por choques al empleo femenino y masculino; mientras que las mujeres responden a choques específicos a su empleo. La evidencia sugiere que los hogares ajustan su consumo en categorías distintas a alimentos como respuesta a un menor poder adquisitivo, y que este ajuste también podría darse entre grupos de alimentos.

En conclusión, la apertura comercial puede tener efectos inesperados además de los ya documentados beneficios que trae a la economía y el desarrollo de los países. En particular, podría perjudicar la nutrición de los niños y las mujeres si los cambios arancelarios afectan la fuente de empleo e ingresos de la familia o propia. Para futuros acuerdos comerciales, el gobierno puede implementar políticas de mitigación para prevenir efectos indeseados en la nutrición, especialmente si estos acuerdos tienen el potencial de afectar los mercados laborales locales en distritos vulnerables.

Referencias

- Adjaye-Gbewonyo, K., Vollmer, S., Avendano, M., y Harttgen, K. (2019). Agricultural trade policies and child nutrition in low- and middle-income countries: A cross-national analysis. *Globalization and Health*, 15(1), 1-17. <https://doi.org/10.1186/S12992-019-0463-0>
- An, R., Guan, C., Liu, J., Chen, N., y Clarke, C. (2019). Trade openness and the obesity epidemic: a cross-national study of 175 countries during 1975–2016. *Annals of Epidemiology*, 37, 31-36. <https://doi.org/10.1016/J.ANNEPIDEM.2019.07.002>
- Autor, D., Dorn, D., y Hanson, G. (2019). When Work Disappears: Manufacturing Decline and the Falling Marriage Market Value of Young Men. *American Economic Review: Insights*, 1(2), 161-178. <https://doi.org/10.1257/AERI.20180010>
- Baggio, M., y Chong, A. (2020). Free trade agreements and world obesity. *Southern Economic Journal*, 87(1), 30-49. <https://doi.org/10.1002/SOJ.12447>
- Banco Mundial. (2022a). *UNCTAD - Trade Analysis Information System (TRAINS)*. The World Bank DataBank. [https://databank.worldbank.org/source/unctad-%5E-trade-analysis-information-system-\(trains\)](https://databank.worldbank.org/source/unctad-%5E-trade-analysis-information-system-(trains))
- Banco Mundial. (2022b). *WITS Concordance Tables*. https://wits.worldbank.org/product_concordance.html
- Callaway, B., Goodman-Bacon, A., y Sant'Anna, P. H. C. (2021). *Difference-in-Differences with a Continuous Treatment*. <https://doi.org/10.48550/arxiv.2107.02637>
- Charris, C., Branco, D., y Carrillo, B. (2021). *Trade and Health: Evidence on Trade Reform, Public Health Policy, and Infant Mortality in Brazil*.
- Chong, A., y Velásquez, D. (2022). Does Trade Liberalization Foster Intimate Partner Violence? *Economic Development and Cultural Change (Forthcoming)*, Art. 19-11.
- Costa-Font, J., y Mas, N. (2016). ‘Globesity’? The effects of globalization on obesity and caloric intake. *Food Policy*, 64, 121-132. <https://doi.org/10.1016/J.FOODPOL.2016.10.001>
- Croft, T., Marshall, A. M. J., y Allen, C. K. (2020). *Guide to DHS Statistics DHS-7 (version 2)*.
- de Chaisemartin, C., y D’Haultfoeuille, X. (2022). *Difference-in-Differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects*.
- Dix-Carneiro, R., Soares, R. R., y Ulyssea, G. (2018). Economic Shocks and Crime: Evidence from the Brazilian Trade Liberalization. *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(4), 158-195. <https://doi.org/10.1257/app.20170080>
- Fernández Guerrico, S. (2021). The effects of trade-induced worker displacement on health and mortality in Mexico. *Journal of Health Economics*, 80, 102538. <https://doi.org/10.1016/J.JHEALECO.2021.102538>

- Figueiredo, E., y Lima, L. R. (2022). The Long-Run Effect of Economic Shocks on Child Health: Evidence from the Brazilian Trade Liberalization. En *SSRN Electronic Journal*. Elsevier BV. <https://doi.org/10.2139/SSRN.4053313>
- Giuntella, O., Rieger, M., y Rotunno, L. (2020). Weight gains from trade in foods: Evidence from Mexico. *Journal of International Economics*, 122, 103277. <https://doi.org/10.1016/J.JINTECO.2019.103277>
- Goldsmith-Pinkham, Sorkin, I., y Swift, H. (2019). *Bartik Instruments: What, when, why, and how* (N.º 24408; NBER Working Paper Series). <https://www.nber.org/papers/w24408>
- Goryakin, Y., Lobstein, T., James, W. P. T., y Suhrcke, M. (2015). The impact of economic, political and social globalization on overweight and obesity in the 56 low and middle income countries. *Social Science & Medicine* (1982), 133, 67-76. <https://doi.org/10.1016/J.SOCSCIMED.2015.03.030>
- Gračner, T. (2021). Bittersweet: How prices of sugar-rich foods contribute to the diet-related disease epidemic in Mexico. *Journal of Health Economics*, 80, 102506. <https://doi.org/10.1016/J.JHEALECO.2021.102506>
- INEI. (2018). *Evolución de la Pobreza Monetaria 2007-2017*. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1533/
- Kadiyala, S., Harris, J., Headey, D., Yosef, S., y Gillespie, S. (2014). Agriculture and nutrition in India: mapping evidence to pathways. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1331(1), 43-56. <https://doi.org/10.1111/NYAS.12477>
- La República. (2011, julio 17). Gobierno careció de política industrial. *La República*. <https://larepublica.pe/economia/557241-gobierno-carecio-de-politica-industrial/>
- Mary, S., y Stoler, A. (2021). Does agricultural trade liberalization increase obesity in developing countries? *Review of Development Economics*, 25(3), 1326-1350. <https://doi.org/10.1111/RODE.12757>
- MEF. (2006). *RM N° 005-2006-EF Lineamientos de Política Arancelaria*. Ministerio de Economía y Finanzas.
- Miljkovic, D., Shaik, S., Miranda, S., Barabanov, N., y Liogier, A. (2015). Globalisation and Obesity. *The World Economy*, 38(8), 1278-1294. <https://doi.org/10.1111/TWEC.12260>
- Oberlander, L., Disdier, A. C., y Etilé, F. (2017). Globalisation and national trends in nutrition and health: A grouped fixed-effects approach to intercountry heterogeneity. *Health Economics*, 26(9), 1146-1161. <https://doi.org/10.1002/HEC.3521>
- OMS. (2017). Nutritional Anaemias: Tools for Effective Prevention and Control. En *World Health Organization*. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241513067>

- OMS. (2022). *WHO Anthro Survey Analyser*. <https://worldhealthorg.shinyapps.io/anthro/>
- Pierce, J. R., y Schott, P. K. (2020). Trade Liberalization and Mortality: Evidence from US Counties. *American Economic Review: Insights*, 2(1), 47-64. <https://doi.org/10.1257/AERI.20180396>
- Shekar, M., Kakietek, J., Dayton Eberwein, J., y Walters, D. (2017). An Investment Framework for Nutrition. *An Investment Framework for Nutrition: Reaching the Global Targets for Stunting, Anemia, Breastfeeding, and Wasting*. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1010-7>
- Shenhav, N. (2021). Lowering Standards to Wed? Spouse Quality, Marriage, and Labor Market Responses to the Gender Wage Gap. *The Review of Economics and Statistics*, 103(2), 265-279. https://doi.org/10.1162/REST_A_00919
- UNICEF. (2015). *UNICEF's approach to scaling up nutrition for mothers and their children* (Discussion Paper). https://www.unicef.org/nutrition/files/Unicef_Nutrition_Strategy.pdf
- Victora, C. G., Bahl, R., Barros, A. J. D., França, G. V. A., Horton, S., Krasevec, J., Murch, S., Sankar, M. J., Walker, N., Rollins, N. C., Allen, K., Dharmage, S., Lodge, C., Peres, K. G., Bhandari, N., Chowdhury, R., Sinha, B., Taneja, S., Giugliani, E., ... Richter, L. (2016). Breastfeeding in the 21st century: Epidemiology, mechanisms, and lifelong effect. En *The Lancet* (Vol. 387, Issue 10017, pp. 475-490). Lancet Publishing Group. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(15\)01024-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)01024-7)
- Vogli, R. de, Kouvonen, A., Elovainio, M., y Marmot, M. (2014). Economic globalization, inequality and body mass index: a cross-national analysis of 127 countries. *Http://Dx.Doi.Org/10.1080/09581596.2013.768331*, 24(1), 7-21. <https://doi.org/10.1080/09581596.2013.768331>

Anexos

Anexo 1. Revisión de literatura

Tabla A1. Resumen de la literatura reciente de apertura comercial e indicadores nutricionales

Autor y año	Medida de apertura comercial	Población y periodo de estudio	Variables dependientes	Mecanismos	Estrategia	Resultados
Adjaye-Gbewonyo et al. (2019)	Valor promedio de asistencia a la agricultura (NRP) que mide la distorsión de precios por políticas como aranceles, impuestos y subsidios, entre otros.	Niños de 6-35 meses en 22 países de África y Asia, 1991-2010	Talla por edad, peso por edad y peso por talla estandarizados.	Reducción de impuestos a las exportaciones agrícolas que aumentan el NRP desde valores negativos hacia cero.	MCO en un panel de país-tiempo con efectos fijos de año y país, controles e interacciones del empleo de los padres y la magnitud de la agricultura comercial en el país.	Un aumento en 10pp en la tasa quinquenal de asistencia a la agricultura comercial está asociado a una mejora en la talla por edad y peso por edad. Esta asociación es mayor entre niños que tienen al menos un padre empleado en agricultura.
An et al. (2019)	Índice de apertura comercial definido como la suma de importaciones y exportaciones sobre PBI	Adultos en 175 países, 1975-2016	Incidencia de obesidad a nivel de país	-	MCO en un panel de país-tiempo con efectos fijos de año y país.	Un aumento del índice de apertura comercial en 10% aumenta la incidencia de obesidad en 0.8%. El efecto es mayor en países de ingresos medios y bajos, y no hay efecto en países con ingresos altos.
Baggio y Chong (2020)	Año de la firma del Tratado de Libre Comercio	Adultos en 19 países desarrollados y no desarrollados, 1990-2016	Incidencia de obesidad a nivel de país	-	DID con adopción escalonada, efectos fijos de año y país	La firma de TLCs aumentó la incidencia de obesidad en 4.4pp en promedio. El efecto aumenta luego de los 2 primeros años.
Charris, Branco y Carrillo (2021)	Cambio promedio en aranceles de la municipalidad, ponderado por la proporción de empleo por industria en la municipalidad	Familias con niños en Brasil, 1985-2010	Mortalidad infantil a nivel de municipalidad	Tiempo de los padres: empleo, auto-empleo, ingreso del hogar.	MCO en un panel de municipalidad-tiempo con efectos fijos de año y microrregión	Una disminución en una desviación estándar de aranceles reduce la tasa de mortalidad en 8-12%.

Elaboración propia.

Tabla A1. Resumen de la literatura reciente de apertura comercial e indicadores nutricionales (*continuación*)

Autor y año	Medida de apertura comercial	Población y periodo de estudio	Variables dependientes	Mecanismos	Estrategia	Resultados
Costa-Font y Mas (2016)	Subdimensiones económica y social de los índices de globalización CSGR y KOF	Adultos en 26 países, 1989-2005	Incidencia de obesidad a nivel de país	Consumo calórico	MCO en un panel de país-tiempo con efectos fijos de año y país.	Un aumento en una desviación estándar en el índice de globalización está asociado a un aumento en 23.8% de la población con obesidad y un aumento en 4.3% del consumo de calorías. Los efectos se dan principalmente por la subdimensión de globalización social del índice KOF, especialmente mediante los componentes de flujos de información y proximidad social.
Figueiredo y Lima (2022)	Cambio promedio en aranceles de la región, ponderado por la importancia inicial de cada industria en el empleo regional (proporción de empleo y gasto salarial)	Cohorte de adultos que tenían entre 0 y 2 años en 2000 en Brasil, 2000-2010	Incidencia de discapacidad a nivel regional	Pobreza parental	Modelo de ecuación estructural lineal para análisis de mediación	Una disminución en una desviación estándar de aranceles aumenta la incidencia de discapacidad infantil 20 años después en 6.8%.
Giuntella et al. (2020)	Exposición inicial a choques de comercio según gasto en grupos de alimentos a nivel de Estado.	Mujeres adultas en México, 1988, 1999, 2006 y 2012	Incidencia de obesidad a nivel individual	Flujos de importaciones de alimentos saludables de no	<i>Shift-share</i> con gasto en productos al inicio del periodo como choque al comercio. IV de exportaciones de alimentos de EEUU hacia otros países como choque de oferta	Un aumento en una desviación estándar de las importaciones de alimentos de EEUU aumenta la prevalencia de obesidad en 1.3%. Los resultados se explican por el aumento en la exportación de comidas poco saludables desde EEUU hacia México. La mayor oferta de alimentos dada por la apertura comercial mitigó el aumento en precios de alimentos en México.
Goryakin et al. (2015)	Índice de globalización KOF y sus tres subdimensiones (económica, social y política).	Mujeres no embarazadas de 15-49 años en 51 países, 1991-2009	Incidencia de sobrepeso a nivel individual	-	MCO en un panel de país-tiempo con controles individuales, de país y efectos fijos de año.	Un aumento en el índice KOF está relacionado con un aumento en 29.2pp en el riesgo de tener sobrepeso.

Elaboración propia.

Tabla A1. Resumen de la literatura reciente de apertura comercial e indicadores nutricionales (*continuación*)

Autor y año	Medida de apertura comercial	Población y periodo de estudio	VARIABLES dependientes	Mecanismos	Estrategia	Resultados
Mary y Stoler (2021)	Porcentaje del PBI agrícola que representan las exportaciones e importaciones agrícolas.	Adultos en 70 países en desarrollo, 1993-2013	Incidencia de obesidad y sobrepeso a nivel de país	Composición nutricional de la oferta alimentaria: logaritmo de los porcentajes de kilocalorías de grasa, proteína y carbohidratos.	MCO en un panel de país-tiempo con efectos fijos de año y país. IV de precipitaciones como choque a la oferta de alimentos.	Un aumento de 1% en la apertura comercial reduce la incidencia de obesidad en 0.5%. Resultados similares para sobrepeso. La apertura comercial reduce el porcentaje de grasa y aumenta el porcentaje de carbohidratos en la oferta alimentaria (elasticidades de 0.01% y 0.05%), pero no tiene efectos en la cantidad total.
Miljkovic et al. (2015)	Subdimensión social del índice KOF, inversión directa extranjera, índice de apertura comercial definido como la suma de importaciones y exportaciones sobre PBI	Adultos en 79 países desarrollados y no desarrollados, 1986-2008	Incidencia de obesidad a nivel de país	-	MCO en un panel de país-tiempo con efectos fijos de país sobre las tres medidas de apertura comercial. Regresión por cuantiles.	Un aumento en 10% en la apertura comercial y la subdimensión social aumenta la incidencia de obesidad en 2.9 y 7.4% en promedio, pero en las regresiones por cuantiles no se evidencian efectos. El efecto se concentra en países en desarrollo, no hay impacto de la apertura comercial en la incidencia de obesidad en países desarrollados.
Oberlander et al. (2017)	Subdimensiones económica y social del índice de globalización KOF	Adultos en 70 países, 1970-2011	IMC, composición de la oferta alimentaria (proteínas, grasas y azúcar), prevalencia de diabetes	Componente de globalización social del índice KOF	MCO en un panel de país-tiempo con efectos fijos variables en el tiempo según grupos de países similares.	Un aumento en una unidad del índice de globalización KOF aumenta la oferta de proteína animal en 1.2% y de azúcar en 0.9%; también aumenta el IMC en 2.6%. Los efectos se dan principalmente por el componente de globalización social del índice KOF.
Vogli et al. (2014)	Subdimensión económica del índice de globalización KOF	Adultos en 127 países, 1980-2008	IMC	Desigualdad económica como mediador.	MCO y MCGF en un panel de país-tiempo sobre el índice KOF, índice de Gini, PBI y grado de urbanización del país.	Existe una asociación positiva y significativa entre el índice de globalización económica KOF y el IMC. Esta asociación disminuye cuando se incluye la diferencia promedio en PBI per cápita entre países.

Elaboración propia.

Anexo 2. Estadísticas descriptivas ENAHO

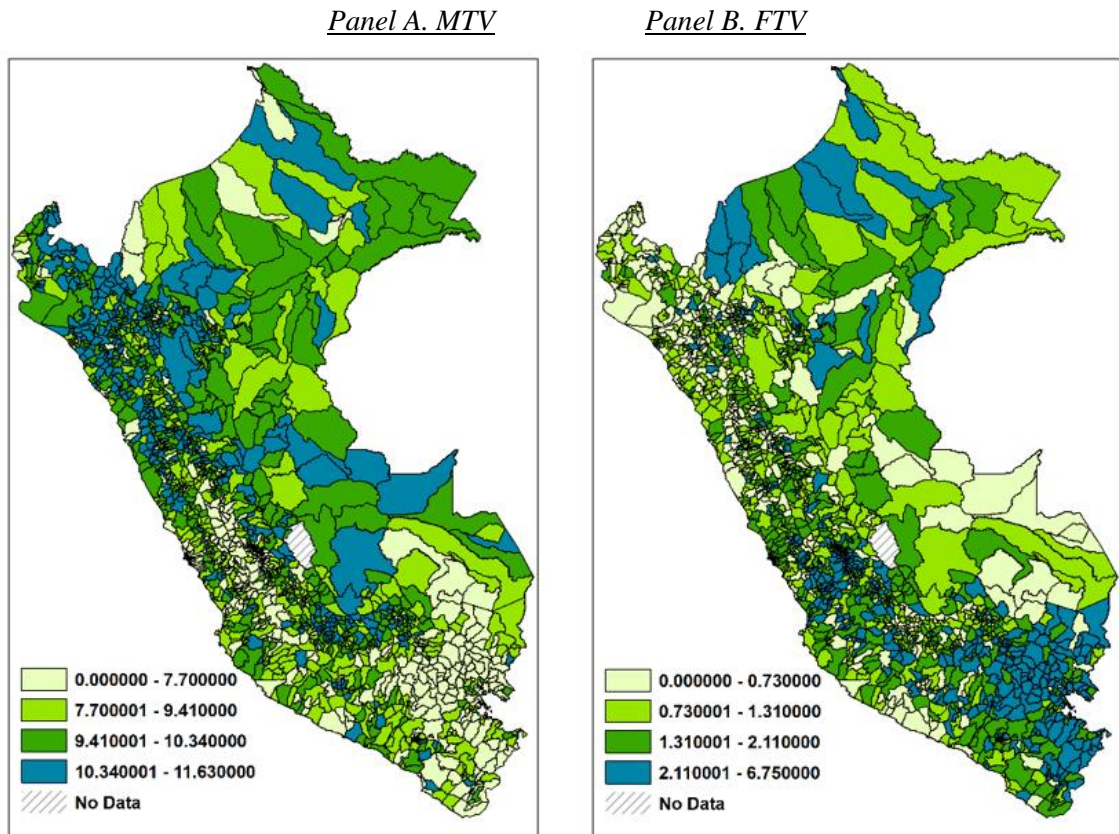
Tabla A2. Estadísticas descriptivas, ENAHO 2006-2011

VARIABLES	Obs.	Prom.	SD	Min.	Max.
Hogar					
Pobreza	45,034	0.487	0.500	0.0	1.0
Tiene agua	45,034	0.535	0.499	0.0	1.0
N. de núcleos familiares	45,034	5.502	2.057	1.0	23.0
Tamaño del hogar	45,034	1.156	0.403	1.0	5.0
Ambos padres presentes	45,034	0.814	0.368	0.0	1.0
Participación de alimentos en el gasto	45,032	0.407	0.167	0.0	1.0
Gasto en alimentos	45,034	111.128	88.637	0.0	1,049.0
Gasto total	45,034	391.499	326.340	12.7	6,787.4
Mujeres					
Edad	52,045	31.146	8.015	15.0	49.0
Años de educación	50,443	8.388	4.475	0.0	18.0
Hijos en el hogar	52,045	2.430	1.522	1.0	11.0
Empleado	50,427	0.668	0.471	0.0	1.0
Informal	8,825	0.472	0.499	0.0	1.0
Horas trabajadas	33,606	35.467	21.266	1.0	98.0
Salario por hora	23,291	21.345	44.781	0.0	2,362.7
Ingreso laboral mensual	23,291	631.716	938.524	1.2	35,224.5
Hombres					
Edad	40,125	35.912	9.120	16.0	88.0
Años de educación	39,453	9.354	3.979	0.0	18.0
Empleado	39,427	0.965	0.184	0.0	1.0
Informal	16,541	0.455	0.498	0.0	1.0
Horas trabajadas	37,503	45.094	20.106	1.0	98.0
Salario por hora	36,750	26.999	63.905	0.0	7,366.9
Ingreso laboral mensual	36,750	1070.145	1473.598	1.2	79,635.5

Fuente: ENAHO 2006-2011. Familias identificadas según núcleos familiares. Hogares donde al menos algún núcleo familiar tiene un niño menor de 5 años que puede ser relacionado con su madre, y donde la madre tiene entre 15 y 49 años.

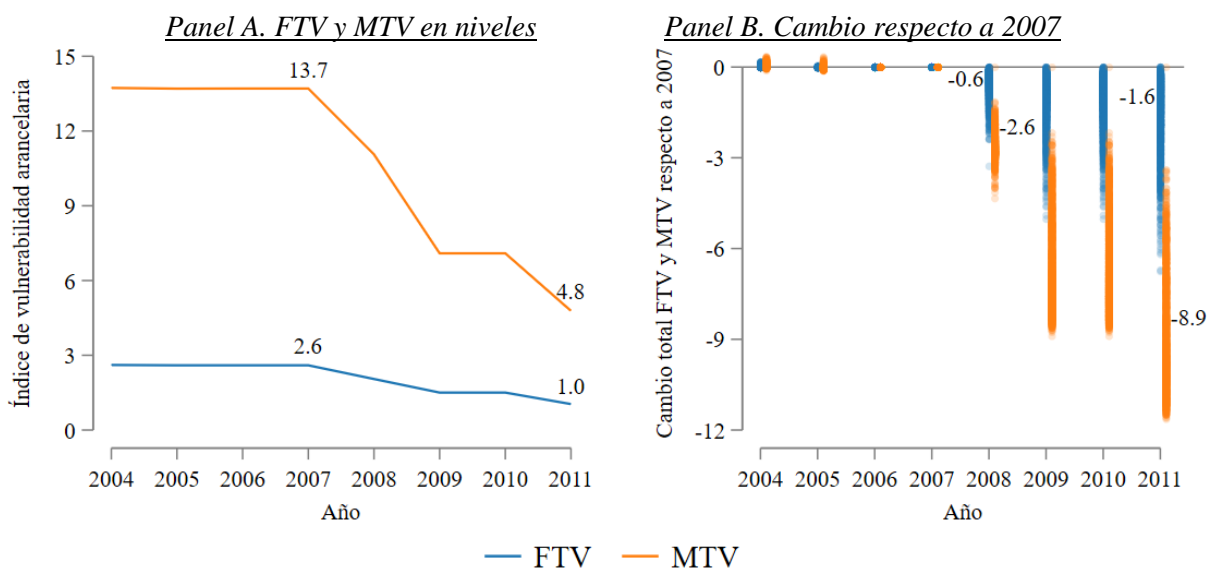
Anexo 3. Índice de vulnerabilidad arancelaria

Gráfico A1. Reducciones en el índice de vulnerabilidad arancelaria por distrito, 2004-2011



Fuente: Chong y Velásquez (2022, pág. 42)

Gráfico A2. Cambios en los índices de vulnerabilidad arancelaria, 2004-2011



Elaboración propia.

Anexo 4. Efectos instantáneos y dinámicos

Tabla A3. Efectos instantáneos y dinámicos de la apertura comercial, estimadores DCDH

	Niños y niñas		Mujeres	
	<i>Hemoglobina</i>	<i>Peso por altura</i>	<i>Hemoglobina</i>	<i>IMC</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
FTV				
$\delta_{+,0}$	-0.389 [0.102]	-0.055 [0.695]	-0.217 [0.574]	-0.154 [0.725]
$\delta_{+,1}$	-1.147 [0.090]*	0.229 [0.480]	-1.023 [0.273]	0.145 [0.866]
$\delta_{+,2}$	-0.844 [0.339]	0.179 [0.637]	-0.618 [0.579]	0.372 [0.689]
MTV				
$\delta_{+,0}$	0.102 [0.536]	-0.154 [0.328]	0.652 [0.031]**	0.151 [0.427]
$\delta_{+,1}$	-0.987 [0.232]	-0.370 [0.456]	-0.089 [0.851]	0.693 [0.450]
$\delta_{+,2}$	0.745 [0.412]	-3.985 [0.001]***	1.464 [0.037]**	0.511 [0.668]

Notas: Niños entre 0 y 5 años inclusive, que residen en el hogar con sus madres. Mujeres entre 18 y 49 años inclusive, que residen en el hogar, no están embarazadas o dentro del año postparto. Estimadores robustos a efectos heterogéneos y dinámicos de tratamiento de De Chaisemartin y D'Haultfœuille (2022). Se muestran los efectos promedio instantáneos ($t=0$), y dinámicos ($t=1,2$). Índice de vulnerabilidad recalculado para ser creciente y agrupado en deciles. Se incluye como control el índice de vulnerabilidad del otro género. Errores estándar clusterizados a nivel de distrito. *P-values* en corchetes.

Anexo 5. Especificaciones alternativas

Tabla A4. Especificaciones alternativas MCO con efectos fijos, niños y niñas

	<i>Hemoglobina</i>				<i>Peso por altura</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
FTV (β_1)	-0.125 (0.052)**	-0.111 (0.053)**	-0.213 (0.090)**	-0.139 (0.077)*		-0.042 (0.033)	-0.034 (0.041)	-0.135 (0.065)**	-0.107 (0.063)*	
MTV (β_2)	-0.029 (0.016)*	-0.011 (0.017)	-0.024 (0.041)	0.000 (0.043)		-0.022 (0.010)**	-0.029 (0.012)**	-0.031 (0.034)	-0.025 (0.028)	
TV (β)					-0.000 (0.037)					-0.049 (0.022)**
EF distrito, EF año	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Controles individuales		X	X	X	X		X	X	X	X
Controles distritales			X	X	X			X	X	X
Pesos muestrales			X					X		
Condiciones iniciales				X					X	

Notas: Niños entre 0 y 5 años inclusive, que residen en el hogar con sus madres. Errores estándar en paréntesis clusterizados a nivel de distrito. Los coeficientes están multiplicados por (-1) para reflejar el efecto de una disminución en los índices de vulnerabilidad.

Tabla A5. Especificaciones alternativas MCO con efectos fijos, mujeres

	<i>Hemoglobina</i>				<i>IMC</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
FTV (β_1)	-0.208 (0.053)**	-0.211 (0.052)**	-0.250 (0.071)**	-0.212 (0.073)**		0.019 (0.098)	0.017 (0.094)	-0.05 (0.144)	-0.227 (0.138)	
MTV (β_2)	-0.024 (0.013)*	-0.024 (0.013)*	0.011 (0.038)	0.009 (0.027)		0.062 (0.027)**	0.064 (0.026)**	0.07 (0.070)	0.103 (0.063)	
TV (β)					-0.006 (0.032)					-0.089 (0.048)**
EF distrito, EF año	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Controles individuales		X	X	X	X		X	X	X	X
Controles distritales			X	X	X			X	X	X
Pesos muestrales			X					X		
Condiciones iniciales				X					X	

Notas: Mujeres entre 18 y 49 años inclusive, que residen en el hogar, no están embarazadas o dentro del año postparto. Errores estándar en paréntesis clusterizados a nivel de distrito. Los coeficientes están multiplicados por (-1) para reflejar el efecto de una disminución en los índices de vulnerabilidad.

Anexo 6. Efectos sobre empleo y gasto

Tabla A6. Efectos de la apertura comercial, estimadores MCO con efectos fijos, hogares

	Mujeres		Hombres	
	<i>Empleado</i>	<i>Ingreso laboral mensual</i>	<i>Empleado</i>	<i>Ingreso laboral mensual</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
FTV (β_1)	-0.033 (0.012)***	-41.299 (23.483)*	-0.004 (0.006)	29.904 (36.969)
MTV (β_2)	-0.014 (0.008)*	-30.145 (15.509)*	-0.006 (0.004)	3.546 (22.473)
Promedio dep.	0.67	633.63	0.96	1071.06
Distritos	1160	986	1134	1119
Observaciones	50,384	23,174	39,364	36,677
R ² ajustado	0.09	0.18	0.01	0.22

Notas: Madres entre 15 y 49 años que tienen al menos un niño menor de 5 años, y sus parejas. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de distrito y año, controles individuales y controles distritales. Errores estándar en paréntesis clusterizados a nivel de distrito. Los coeficientes están multiplicados por (-1) para reflejar el efecto de una disminución en los índices de vulnerabilidad.

Tabla A7. Efectos de la apertura comercial, estimadores MCO con efectos fijos, madres y parejas

	Gasto mensual per cápita		Pobreza
	<i>Total</i>	<i>Alimentos</i>	(3)
	(1)	(2)	
FTV (β_1)	-11.765 (6.047)*	-1.479 (2.132)	0.041 (0.013)***
MTV (β_2)	-9.099 (3.960)**	-2.094 (1.370)	0.026 (0.007)***
Promedio dep.	389.42	110.84	0.49
Distritos	1155	1155	1155
Observaciones	44,304	44,304	44,304
R ² ajustado	0.49	0.45	0.40

Notas: Hogares donde al menos algún núcleo familiar tiene un niño menor de 5 años que puede ser relacionado con su madre, y donde la madre tiene entre 15 y 49 años. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de distrito y año, controles individuales y controles distritales. Errores estándar en paréntesis clusterizados a nivel de distrito. Los coeficientes están multiplicados por (-1) para reflejar el efecto de una disminución en los índices de vulnerabilidad.

Anexo 7. Efectos sobre consumo de alimentos

Tabla A8. Efectos de la apertura comercial, estimadores MCO con efectos fijos, niñas y niños entre 6 y 36 meses de edad

	<i>Proteínas</i> ¹	<i>Vitaminas</i> ²	<i>Carbohidratos</i> ³	<i>Lácteos</i>	<i>Leche materna</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FTV (β_1)	0.013 (0.024)	0.007 (0.027)	0.000 (0.011)	0.017 (0.042)	-0.042 (0.039)
MTV (β_2)	0.008 (0.010)	-0.002 (0.012)	0.005 (0.008)	-0.014 (0.022)	-0.045 (0.021)**
Promedio dep.	0.93	0.92	0.98	0.52	0.68
Distritos	732	732	732	732	733
Obs.	6,773	6,786	6,798	6,799	6,808
R2 ajustado	0.12	0.12	0.03	0.22	0.20

¹ Carne, huevos y legumbres. ² Frutas y verduras. ³ Granos y tubérculos.

Notas: Niños entre 6 y 35 meses inclusive que residen en el hogar con sus madres. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de distrito y año, controles individuales y controles distritales. Errores estándar en paréntesis clusterizados a nivel de distrito. Los coeficientes están multiplicados por (-1) para reflejar el efecto de una disminución en los índices de vulnerabilidad.

Tabla A9. Efectos de la apertura comercial, estimadores DCDH, niñas y niños entre 6 y 36 meses de edad

	<i>Proteínas</i> ¹	<i>Vitaminas</i> ²	<i>Carbohidratos</i> ³	<i>Lácteos</i>	<i>Leche materna</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FTV (δ_+)	-0.102 [0.152]	-0.180 [0.055]*	-0.055 [0.398]	0.009 [0.965]	0.204 [0.257]
Observaciones (g,t)	1,840	1,837	1,844	1,844	1,844
MTV (δ_+)	0.020 [0.252]	-0.044 [0.195]	0.003 [0.771]	-0.088 [0.020]**	0.147 [0.031]**
Observaciones (g,t)	823	823	823	823	826

¹ Carne, huevos y legumbres. ² Frutas y verduras. ³ Granos y tubérculos.

Notas: Niños entre 6 y 23 meses inclusive que residen en el hogar con sus madres. Estimadores robustos a efectos heterogéneos y dinámicos de tratamiento de De Chaisemartin y D'Haultfœuille (2022). Índice de vulnerabilidad recalculado para ser creciente y agrupado en deciles. Se incluye como control el índice de vulnerabilidad del otro género. Errores estándar clusterizados a nivel de distrito. *P-values* en corchetes.

Anexo 8. Efectos heterogéneos

Tabla A10. Efectos heterogéneos de la apertura comercial

	Alfabetismo, 1993		Empleo, 1993		Estado marital madre		Costa	Sierra	Selva
	< med.	> med.	< med.	> med.	Soltera	Casada o conviviendo			
<i>Hemoglobina niñas y niños</i>									
FTV (β_1)	-0.213 (0.108)**	-0.179 (0.104)*	-0.237 (0.102)**	-0.049 (0.100)	-0.132 (0.179)	-0.150 (0.075)**	-0.196 (0.124)	-0.204 (0.096)**	0.121 (0.175)
MTV (β_2)	-0.116 (0.083)	-0.002 (0.039)	-0.032 (0.048)	0.02 (0.054)	-0.093 (0.071)	-0.005 (0.040)	0.035 (0.055)	-0.068 (0.073)	-0.023 (0.102)
Promedio dep.	11.11	11.36	11.24	11.3	11.27	11.27	11.52	11.1	11.28
Distritos	489	479	522	446	527	955	215	641	283
Obs.	8,487	16,532	11,815	13,204	3,464	21,367	7,138	10,386	7,483
R ² ajustado	0.24	0.21	0.24	0.22	0.29	0.23	0.2	0.24	0.2
<i>Hemoglobina mujeres</i>									
FTV (β_1)	-0.039 (0.230)	-0.188 (0.082)**	-0.414 (0.156)***	-0.224 (0.081)***	-0.300 (0.123)**	-0.254 (0.079)***	-0.085 (0.091)	-0.250 (0.084)***	0.088 (0.152)
MTV (β_2)	0.173 (0.205)	-0.004 (0.028)	-0.01 (0.068)	-0.034 (0.038)	-0.168 (0.061)***	-0.005 (0.039)	0.023 (0.038)	-0.070 (0.070)	-0.068 (0.077)
Promedio dep.	12.95	12.93	12.92	12.91	12.82	12.95	12.9	12.98	12.91
Distritos	449	499	494	458	673	995	223	670	294
Obs.	5,712	56,611	11,001	39,645	7,577	49,166	27,043	30,361	19,276
R ² ajustado	0.26	0.05	0.15	0.06	0.16	0.08	0.03	0.17	0.07

Notas: Niños entre 0 y 5 años inclusive, que residen en el hogar con sus madres. Mujeres entre 18 y 49 años inclusive, que residen en el hogar, no están embarazadas o dentro del año postparto. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de distrito y año, controles individuales y controles distritales. Errores estándar en paréntesis clusterizados a nivel de distrito. Los coeficientes están multiplicados por (-1) para reflejar el efecto de una disminución en los índices de vulnerabilidad.