

Sensibilidad de la heterogeneidad del consumo a los choques de política monetaria. El caso peruano

Sensitivity of the heterogeneity of consumption to monetary policy shocks. The Peruvian case

Renzo Vidal Caycho¹, Julio Yarasca Moscol²

ABSTRACT

This paper seeks to answer the effects of monetary policy on family consumption using the National Household Survey (ENAH) as a database. To do this, a panel data model is estimated for the period 2016 - 2019; as well as the use of the VAR panel methodology with a quarterly periodicity between 2013 and 2020. In both it is observed that there is a degree of significance of these shocks on the consumption of families, also verifying that under the inclusion of certain variables of control, as well as of the main macroeconomic variables, greater robustness of the monetary policy is generated.

Keywords: Monetary policy, consumption per family, VAR, Panel Data

RESUMEN

El presente trabajo busca responder los efectos de la política monetaria sobre el consumo de las familias utilizando como base de datos la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH). Para ello, se estima un modelo de datos de panel para el período 2016 - 2019; así como la utilización de la metodología de panel VAR con una periodicidad trimestral entre el 2013 al 2020. En ambos se observa que existe un grado de significancia de dichos choques sobre el consumo de las familias, comprobándose además que bajo la inclusión de ciertas variables de control, así como de las principales variables macroeconómicas, se genera mayor robustez de la política monetaria.

Palabras clave: Política monetaria, consumo por familia, VAR, Datos de Panel

Received: 15 de octubre de 2021

Accepted: 29 de diciembre de 2021

Introducción

El principal objetivo que busca resolver el trabajo es observar la transmisión de la política monetaria hacia el consumo de las familias considerando heterogeneidad en los agentes. Para ello, se estiman modelos de datos de panel a niveles de hogares peruanos. En un primer momento se capturan los choques de política monetaria bajo un modelo de vectores autorregresivos, para luego ser introducidos en la metodología final de datos de panel. Asimismo, se incluyen algunas variables de control a fin de robustecer los impactos previstos, como es el caso de los ingresos por cuartiles, la ubicación geográfica y el estrato socioeconómico donde reside.

Es innegable observar que existen un conjunto de características que perfilan el comportamiento de los consumidores a nivel microeconómico, pero también las decisiones de éstos evolucionan en función a algunos agregados económicos como es el tipo de cambio real; los ingresos de las actividades productivas; la mayor participación del sistema financiero en el mercado nacional; y/o las transferencias públicas realizadas por el Estado tras las condiciones de vulnerabilidad en una determinada población; o de remesas provenientes del exterior.

Sin embargo, el rol de la heterogeneidad en el consumo juega un rol importante, estando compuesta por diferentes elementos. Según el Instituto Nacional de Estadística e

Informática (INEI), dichos elementos están constituidos por el consumo dentro y fuera del hogar; la adquisición de vestidos y calzados; alquiler de viviendas; mantenimiento del hogar; cuidados de salud; transporte; esparcimiento y otros computados en la encuesta de hogares.

Pero también, dicha encuesta proporciona otro elemento importante para el financiamiento del consumo, como son los créditos hipotecarios. Según dicha fuente, el consumo por viviendas desde el 2004 al 2020 de aquellos peruanos con vivienda propia comprándola a plazos se viene incrementando a un ritmo anual de 0.26%; mientras que Lima Metropolitana en 7.08%. Por otro lado, el alquiler en 1.42% y 2.82%; y aquellos cuya vivienda es totalmente propia cae en 0.02% y 1.11%, respectivamente (Cuadro 1).

Es conocida la fuerte demanda de viviendas en el Perú. Según el Banco Central de Reserva (BCRP) en el período

¹ Investigador Universidad de San Martín de Porres, Peru. E-mail: rvidalc@usmp.pe

² Investigador Universidad de San Martín de Porres, Peru. E-mail: jyarascam@usmp.pe

How to cite: Vidal Caycho R., & Yarasca Moscol J. E. (2022). Perú: Sensibilidad de la heterogeneidad del consumo a los choques de política monetaria. El caso peruano. ANÁLISIS ECONÓMICO Y FINANCIERO, 5(1), 33-48. <https://doi.org/10.24265/raef.2022.v5n1.50>



No Comercial-Compartir Igual 4.0 Internacional.

2009 - 2013, dicha demanda ha venido impulsando a los precios de las viviendas, mostrando incrementos por encima del 18% anual. Sin embargo, entre el 2014 - 2020 los precios vienen manteniéndose a un ritmo de 0.4% anual, pese a que el crecimiento por créditos hipotecarios de las familias peruanas viene incrementándose aproximadamente en 6.13%, según datos proporcionados por la Superintendencia de Banca y Seguros.

Ante ello, el presente investigación en un primer paso responde al objetivo utilizando una metodología de datos de panel, extrayendo el consumo de los hogares peruanos detallados en la Encuesta Nacional de Horages (ENAHG) del INEI, con datos trimestrales para el período 2013:01 - 2020:04 a nivel de hogares peruanos. Asimismo, se considera una batería de variables exógenas y predeterminadas, destacando principalmente el consumo por cuartiles de ingreso; además de la tasa de interés referencial del banco central; y otras variables control como la ubicación geográfica y estrato socioeconómico.

Entre las principales ventajas que se encuentran en estos modelos de datos de panel es el tratamiento de la endogeneidad y la captura de la sobreparametrización existente*; donde además sus estimadores muestran una buena interpretación de la teoría económica, así como de errores estándar bajos e interdependencia entre los hogares.

Las variables exógenas y predeterminadas recogidas buscan mejorar la captura del impacto de la política monetaria peruana, experimentándose incrementos en los choques de esta y cómo pueden generar distorsiones en el consumo de los agentes. Un referencia puede observarse en el trabajo de Quintero (2019) quien muestra los impactos de la política monetaria en la actividad productiva de las regiones en Colombia; y el trabajo de Cloyne, Ferreira y Surico (2020), quienes muestran que las hojas de balance de diversos grupos de agentes tenedores de viviendas difieren marcadamente su composición de activos líquidos e ilíquidos (bienes durables) y cómo la política monetaria impacta sobre ellas.

Hechos estilizados

Usualmente dentro de las series económicas se encuentran componentes de volatilidad que se definen principalmente en el corto plazo; en tanto las de mediano plazo muestran los ciclos; y por último las de largo plazo la tendencia de la serie. Así, la motivación de este acápite es el desarrollo tan exhaustivo que se presentan en los recientes documentos de investigación para visualizar el comportamiento de las economías desarrolladas como emergentes.

En el presente trabajo, se recogen las principales variables de la economía peruana a fin de analizar su comportamiento y cómo evolucionan ante las distintas políticas económicas establecidas en períodos de alta y baja volatilidad. En el caso particular del presente trabajo, a fin de esbozar el análisis establecido por el trabajo de Castillo, Montoro y Tuesta (2006), se recogen cifras del Banco Central de Reserva del Perú como es el producto bruto interno; consumo; inversión; exportaciones; importaciones; sector primario y no primario, durante el primer trimestre del 2011 al cuarto tercer del 2021.

En dicho trabajo definen los componentes de la serie y cuáles son los principales estadísticos utilizados para su

descomposición, optando por utilizar el filtro de Baxter y King (1999) para visualizar de una mejor manera los ciclos económicos. Si bien el estadístico de Kydland y Prescott (1981) es el más utilizado para este tipo de análisis, este estadístico carece de extraer las frecuencias a analizar. En cambio el estadístico de Baxter y King recogen muy bien las fluctuaciones de duración mayor a 32 trimestres. Cabe señalar que las fluctuaciones de duración mayor a 32 trimestres forman parte del componente tendencial de la serie; mientras que aquellas de duración menor a 6 trimestres, corresponden al componente irregular.

Dichos autores señalan que el filtro de Baxter y King consiste en un promedio móvil centrado en donde los pesos de cada observación dependen de las frecuencias que se desean extraer. Asimismo, dentro de su metodología propuesta, utilizan un rezago de truncación de tamaño de 12 series trimestrales; así como la extensión de las series utilizando una metodología univariada de series de tiempo; bootstrapping para generar niveles de significancia de las correlaciones estimadas; y además utilizan la corrección de Forbes y Rigobon (2002) en el cálculo de las correlaciones para las submuestras.

Del mismo modo, dicho trabajo a fin de caracterizar los ciclos económicos, reportan estadísticos tales como la volatilidad relativa de cada variable respecto a la volatilidad del producto, y las correlaciones contemporáneas y cruzadas de las mismas con el producto, entre otros. Al realizar dichas correlaciones, señalan que al acercarse a 1, la serie es altamente procíclica; si es cercana a -1, la serie es contracíclica; mientras que si toma valores de cero, es acíclica. Por último, si la máxima correlación cruzada con el producto ocurre "h" períodos con anterioridad, la variable analizada precede la evolución del producto; si ocurre "h" períodos después, la variable sigue la evolución del producto.

En los datos recogidos, se analiza a través del filtro de Baxter y King, observándose que en el período de análisis (2011 - 2021), la ciclicidad es menor frente a los años anteriores (1994 - 2010) (ver Figura 1). Se debe señalar que el ciclo económico en el Perú presenta períodos altamente diferenciados. En el período 1980 - 1994 muestra una alta volatilidad, generados principalmente en la década del 80. Mientras que entre el período 1994 - 2011, la volatilidad del ciclo económico peruano es moderada y bastante controlada. Según el trabajo de Castillo, Montoro y Tuesta (2006), en 1987 la desviación máxima es de 13% mientras que entre 1998 y 2010 el mínimo es de 2%.

Así, la volatilidad es menor durante el período de análisis tras un mejor performance de la política económica; cambios estructurales generados a inicios de la década del 90; mayor relación con países estratégicos como EEUU y China; y una mayor profundización en la intermediación del sistema financiero peruano.

Además, se realiza un análisis de correlaciones dinámicas de las principales variables con respecto al producto. En dicho análisis se busca observar el comportamiento de las variables. Al analizar la correlación cruzada de la variable llevada un período adelante X_{t+k} respecto a Y_t , considerando

*A través del estadístico de "J" Hansen para todos los instrumentos, el cual permite detectar la sobreidentificación cuando se emplean matrices de pesos heterocedásticos.

dos períodos más adelante ($K = 2$), la variable X_t sigue al líder Y_t , como es el caso para todas las variables analizadas, siguen al PBI; pero no para la exportación ni para el sector primario.

Sin embargo, para el caso de que $K = -3$ donde se considera a la variable X_t como aquella variable adelantada, se observa que tanto la exportación como el sector primario lideran. Mientras que cuando $K = 0$, se considera una variable coincidente, en donde tanto el consumo como el sector no primario coinciden con el PBI.

Revisión de la literatura

En la literatura económica se analizan los efectos de la política monetaria sobre algunas variables económicas agregadas. En los últimos años se viene haciendo énfasis en modelos de agentes heterogéneos ya que proveen de manera detallada los efectos de dicha política a niveles microeconómicos. No obstante también, la evidencia empírica de los canales de transmisión de los choques que ejercen los instrumentos monetarios suelen ser muy difíciles de capturar.

El reciente trabajo de Blomhoff Holm, Paul y Tischbirek (2021) reseña cómo se puede manejar el impacto de la política monetaria sobre el consumo a nivel de hogares. Investigan las respuestas de los consumidores ante cambios en la tasa de política monetaria, generando datos de panel para varios años que incluye un conjunto de información detallada de sus hojas de balance, desagregado tanto por ingresos como por consumos, recolectando adicionalmente un conjunto de datos sobre el país noruego desde 1996 al 2015.

Los principales resultados que obtienen, en función al ordenamiento de sus posiciones en la sociedad que reflejan la composición de sus activos líquidos, es que los hogares con mayor riqueza muestran una respuesta muy fuerte en su consumo tras choques de política monetaria, evidenciándose un efecto directo de dicha política. En cambio, los cercanos a la mediana tienden a ahorrar menos o se prestan más; mientras que los consumidores de menor riqueza reducen su consumo cuando sus ingresos comienzan a caer, mostrando un efecto indirecto.

Así, el destacado papel de las hojas de balance de los hogares en la transmisión de las perturbaciones económicas es fundamental para comprender los efectos de la política monetaria. Por ejemplo, el trabajo de Greenwald (2018) muestra cómo el impacto de los tipos de interés tienen un efecto considerable sobre la deuda; en los precios de la vivienda y la actividad económica, argumentando que la política monetaria estabiliza más fácilmente la inflación, pero contribuye a mayores fluctuaciones en el crecimiento del crédito. Es por ello que políticas macroprudenciales eficaces deben observar la relación entre el gasto y los ingresos más no la relación entre el préstamo y el valor.

Como se sabe, los efectos de la política monetaria se canalizan vía un impacto directo (consumo) o indirecto (salarios). Las características propias de los agentes que residen en sociedades muy diferenciadas juegan un rol importante en el análisis de política monetaria. El trabajo de Slacaleck, Tristani y Violante (2020), según datos de los países de la Zona Euro, muestran que la relajación monetaria inesperada sobre los ingresos laborales, que permite una expansión de la demanda agregada y un incremento de

los precios de la vivienda, constituyen un determinante del efecto de la política monetaria en el consumo agregado.

Asimismo, existen una serie de contribuciones sobre el impacto de los créditos hipotecarios y sus efectos sobre la política monetaria hacia el consumo. El trabajo de Wong (2019), utilizando un modelo de datos de panel a nivel de hogares, examina los préstamos dirigidos a ellos para la compra de viviendas o el refinanciamiento de estas, entre el período de 2000 al 2007. Encuentra que el efecto de la política monetaria es mayor en hogares que ajustan mejor sus créditos hipotecarios con lo que no; además de que los jóvenes tienen una mayor respuesta a choques de la tasa referencial. De otro lado, Floden, Kilstrom, Sigurdsson y Vestman (2020) utilizando datos de hojas de balance y gasto familiar de Suecia bajo un modelo de datos de panel, cubriendo cerca de 300 mil hogares entre el 2000 al 2007, revelan que los hogares endeudados reducen su gasto de consumo en respuesta a un incremento de la tasa de política, en comparación a aquellos hogares que no lo están.

Existen distintas corrientes que explican no solo el efecto de las perturbaciones económicas sobre las hojas de balance de los agentes económicos (Kaplan, Moll and Violante, 2018; Auclert, 2019; Bayer, Luettticke, Pham-Dao y Tjaden, 2019); sino que también muestran la evidencia sobre la relación entre el mercado hipotecario, crédito y la actividad real de la economía (Cloyne y Surico (2016), Justiniano, Primiceri y Tambalotti, 2015), todo ello con la finalidad de conocer los principales canales de transmisión de la política monetaria. Sin embargo, para contar con una mayor evidencia se necesita realizar una exploración microeconómica sobre el consumo de los hogares y relacionarlos con las principales variables macroeconómicas.

La literatura económica y empírica viene concentrando esfuerzos en mostrar otros elementos adicionales que explican cómo la política monetaria puede conducir a variaciones del consumo según niveles socioeconómicos, basándose en el análisis de los canales de transmisión directa e indirecta. Entre ellas, existe un enfoque en el endeudamiento de las familias y si las políticas macroeconómicas afectan al consumo por la distribución de recursos entre prestamistas y prestatarios. Cloyne, Ferreira y Surico (2020) a través de la encuesta de hogares tanto para EEUU como para el Reino Unido, tratan de evidenciar la respuesta de los agentes heterogéneos, siendo estos hechos basados en resultados por cohorte o agrupamientos de tenedores de vivienda; controlando la demografía; mostrando la iliquidez de las familias y sus riquezas basadas en activos no líquidos.

Su trabajo trata de analizar la respuesta del consumo agregado ante cambios en la tasa de interés, disgregándolos en diferentes agentes consumidores: aquellos con créditos hipotecarios; propietarios de inmuebles; así como arrendatarios de inmuebles. Las implicancias que podría tener la tasa de referencia se balancea con otras variables control y su contribución dentro del modelo planteado. Para ello, estiman un modelo *Panel VAR*, que tras choques de política monetaria, muestran desviaciones sobre los agentes económicos con las características antes mencionadas. Dicho análisis se sostiene porque los deudores con créditos hipotecarios mantienen una pequeña liquidez en su riqueza en comparación a sus ingresos y por lo tanto exhiben un comportamiento de hogar "pobre" a pesar de que pueden



tener un patrimonio amplio en activos ilíquidos. Por lo tanto, cambios en la tasas referencial de política monetaria, desequilibra su riqueza rápidamente.

Así, Cloyne, Ferreira y Surico (2020) llegan a una conclusión interesante. Los tenedores de deuda hipotecaria tienden a mantener una baja capacidad de liquidez en comparación a sus ingresos, pese a poseer considerables activos ilíquidos. En cambio, los propietarios de viviendas mantienen suficientes activos líquidos por lo que sus gastos no se modifican del todo. Mientras que los arrendatarios exhiben un comportamiento consistente con su PMGC.

En ese camino, la literatura empírica viene profundizando el análisis de modelos *Panel VAR* para diagnosticar los efectos de la política monetaria en las decisiones de consumo de los agentes económicos así como en el mercado crediticio. El trabajo de Gulenay (2018) muestra como las políticas macroprudenciales juegan un rol importante en el crecimiento de los préstamos a consumidores en Turquía. Empleando un modelo de *Panel VAR*, muestran cómo la política monetaria es más efectiva con las políticas macroprudenciales para aliviar la volatilidad del mercado de créditos.

De otro lado, para el análisis de los efectos de la política monetaria sobre la inversión privada bajo un esquema de alta incertidumbre y con una metodología de panel VAR, se encuentra el documento de De La Horra, Perote y De La Puente (2021), quienes utilizan los datos de EEUU para el período 2000 - 2019, mostrando que el mecanismo de transmisión de la política monetaria basado en los tipos de interés se ve socavada (baja efectividad) cuando la incertidumbre se dispara a niveles superiores al promedio. Sugieren que el banquero central ancle las expectativas de los agentes, reduciendo como consecuencia la volatilidad en el mercado.

Así también, el trabajo de Pérez (2015), bajo una metodología de panel VAR bayesiano jerárquico (Hierarchical en sus siglas en inglés) trata de comparar los efectos de la política monetaria en el esquema inflación de países latinoamericanos. Encuentra que en países como Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, los efectos son cualitativamente similares; pero que sin embargo, el grado de heterogeneidad hace que el impacto sea distinto, ya que en Perú y Brasil se encuentran fuertes efectos sobre el producto y los precios; mientras que en Brasil, Chile y Colombia los efectos se trasladan al tipo de cambio.

Por otro lado, el trabajo de Ciccarelli, Maddaloni y Peydró (2013), analiza cómo la fragilidad financiera afecta al mecanismo de transmisión de la política monetaria en la Zona Euro, en particular en el mercado crediticio, enfatizando la heterogeneidad de los agentes. La transmisión de dicha política cambia fuertemente tras la aguda crisis financiera mundial del 2009, con un efecto amplificador en el mercado crediticio tras el deterioro de las hojas de balance tanto de consumidores como de firmas. Utilizando un modelo panel VAR demuestran cómo los efectos de los ratios monetarios comunes en el crecimiento de la economía de la Zona Euro son significantes y heterogéneos.

Metodologías empíricas

Para evidenciar el impacto de la política monetaria sobre el consumo de los hogares, se evalúan modelos de datos de panel que permitan visualizar el consumo desgregado de las familias peruanas (4,187 hogares) en un corto tiempo de análisis (periodicidad anual desde 2016 al 2019).

Estimación de los impactos de política monetaria a niveles de hogares

Siguiendo la metodología propuesta por Quintero (2019), el análisis de los impactos de la política monetaria sobre el consumo desagregado por hogares peruanos, se realiza en dos etapas. La primera se centra en hallar los choques trimestrales de la política monetaria utilizando un modelo de vectores autorregresivos entre el período 2006:03 - 2020:02, siendo el vector de variables endógenas el siguiente:

$$Z_t = \{CU_t, Y_t, P_t, CR_t, M_t\}$$

Donde CU_t es el precio internacional del cobre medido en dólares por libra; Y_t es el producto bruto interno (PBI) del Perú medido en millones de dólares americanos; P_t es el índice de precios al consumidor (IPC) de la economía peruana cuyo índice base es el 2009; CR_t es el diferencial de rendimientos del índice de bonos de mercados emergentes (EMBIG) medido en puntos básicos; y M_t es la emisión primaria medido en millones de soles.

En su forma estructural, la dinámica del vector autoregresivo Z_t se puede representar de la siguiente manera:

$$AZ_t = B(L)Z_{t-1} + e_t$$

Donde A es una matriz $n \times m$ que describe las relaciones contemporáneas entre las variables, $B(L)$ es una matriz $n \times n$ polinomial en el operador de rezago L , y e_t es un vector $n \times 1$ de residuos estructurales.

En su forma reducida, el anterior modelo se puede representar con la siguiente ecuación:

$$Z_t = C(L)Z_{t-1} + u_t$$

Donde $C(L) = A^{-1}B(L)$ es una matriz polinomial y u_t son los residuos del modelo en su forma reducida, los cuales se relacionan con los residuos del modelo estructural mediante la siguiente ecuación:

$$u_t = A^{-1}e_t$$

Se debe señalar que si bien uno de los métodos de identificación de choques más empleados es la descomposición estándar de Cholesky (Christiano, Eichenbaum y Evans, 1999), en este caso solo se realiza la extracción de los errores del modelo. Asimismo, el ordenamiento de las variables endógenas es como aparece en el vector Z_t , mencionándose además que en el VAR se incluye la variable precio del cobre, la cual es muy determinante en el comportamiento de las variables macroeconómicas en un país exportador de cobre como Perú.

Además, por tratarse de una variable que se determina en los mercados internacionales y que no es afectada por el comportamiento de la economía peruana, se le considera como la más exógena de las variables colocándola en primer lugar en el ordenamiento del VAR. Así también, se incluye al riesgo país, fundamental para el comportamiento de las economías pequeñas y abiertas, ubicándose en el VAR antes de la variable de emisión monetaria, al considerarse que su comportamiento afecta de manera contemporánea las decisiones de política monetaria del Banco Central.

Asumiendo entonces que A^1 tiene una estructura recursiva, se pueden obtener los choques estructurales e_t a partir de la estimación de los residuos en el modelo reducido u_t .

Antes de la estimación del VAR se realizan algunas consideraciones preliminares. En principio, se extrae la estacionalidad de la serie del PBI (ver Figura 1) y se realizan pruebas de estacionariedad en las variables. Los principales resultados de la prueba de raíz unitaria utilizando los estadísticos de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) además del estadístico de Phillips-Perron tanto para las variables en niveles adicionándole tendencia y *drift*, encuentran que no son estacionarias, procediéndose a generar una primera diferenciación y visualizándose posteriormente en ellas la estacionariedad en media como en varianza (ver Cuadro 2).

Del mismo modo, se utiliza el criterio de selección del orden de rezagos, donde se presentan el criterio de información de Akaike; el criterio de información bayesiana de Schwarz; el criterio de información de Hannan Quinn; así como el orden de selección de los rezagos para las series de vectores autorregresivos de orden 1, observándose que el orden 2 de rezago es el más adecuado.

Al estimar un VAR con dos rezagos, se obtienen los choques trimestrales obtenidos para el caso peruano (ver Figura 2), observándose una combinación de choques positivos y negativos que muestran no estar serialmente correlacionados. Del mismo modo, dado que en el modelo de datos de panel se encuentran con una periodicidad anual (2016 - 2019), se emplea la estrategia de Kilian (2009), quien realiza un promedio trimestral de los choques mensuales en los precios del petróleo, que había estimado previamente, en su interés de evaluar el efecto de estos choques sobre el crecimiento económico en EEUU, para el cual solo tenía disponibles datos trimestrales.

Con la información de los datos de panel del consumo a nivel hogar, con una información de 4,187 familias en una periodicidad anual del 2016 al 2019, se estima el siguiente modelo:

$$C_{i,t} = \alpha + \gamma_i + \sum \Phi_h \times S_{t-h} + u_{i,t}$$

Donde $C_{i,t}$ es el logaritmo del gasto de consumo anual, y S_{t-h} son los choques acumulados anuales de política monetaria. El subíndice i hace referencia a cada uno de los hogares en el corte transversal. γ corresponde a los efectos fijos de los hogares, lo cual permite controlar por aquellos factores estructurales que pueden determinar su consumo y que no varían con el paso del tiempo, o por lo menos durante un periodo relativamente corto establecido.

Asimismo se consideran rezagos distribuidos, el cual permite estimar de manera simple los efectos acumulados a lo largo del tiempo que una variable explicativa tiene sobre

una variable dependiente. Cabe señalar que la variable explicativa no debe estar correlacionada con el término de perturbación $u_{i,t}$.

El supuesto de la exogeneidad de la variable explicativa es plausible porque la medida de las decisiones de política monetaria que se incluye, es el componente sorpresa que realiza el banco central. Se asume además que choques de política monetaria no están correlacionados con otros factores determinantes del consumo porque tras ser estimada por el modelo VAR, que incluyen variables macroeconómicas que típicamente hacen parte de la regla de política monetaria de un banco central.

Asimismo, una de las ventajas de utilizar rezagos distribuidos es que requiere estimar una ecuación, reduciendo sustancialmente el número de parámetros a estimar. Del mismo modo, la respuesta del consumo de los hogares ante un choque de política monetaria h años antes o después de registrados los choques viene determinada por la suma acumulada de los parámetros Φ_h . Ante ello, la definición del número de rezagos de la variable de choques de política monetaria adquiere una importancia significativa.

Es importante señalar que la inclusión de un mayor número de rezagos, considerando que se cuenta con un panel con solo 4 datos temporales, restringe la información empleada y reduce la precisión de los estimadores. Ante ello, se estima un modelo de datos de panel considerando un rezago del choque de política monetaria. En ese sentido, al realizar un test de Wooldridge para determinar si existe autocorrelación en los errores idiosincráticos en un modelo de datos de panel, se encuentra que bajo la hipótesis nula de no correlación de los residuos en la regresión, se acepta la no correlación serial.

Así también en el modelo se introduce otros determinantes del consumo, descartando de variables que puede generar estimadores sesgados. Los controles están alineados a los ingresos diferenciados por estrato socioeconómico; la región donde reside la familia, que en el caso peruano se divide en tres (costa, sierra y selva); así como el estrato socioeconómico definido por su ubicación dentro de una ciudad urbana o rural.

No obstante, así no se introduzca variables control para descartar estimadores sesgados, este no podría causar problemas ya que en la estimación del VAR se asume que los choques de política monetaria son exógenos, no siendo explicados por las variables macroeconómicas introducidos en ese sistema, por lo que no deberían estar correlacionados con el término de error.

Sin embargo, a fin de descartar el sesgo de variables omitidas, se incluye un modelo de datos de panel dinámico a través de la metodología de Arellano y Bond (1991) desarrollado con el propósito de incorporar en la estimación las relaciones de casualidad que se generan en el interior del modelo, como una forma de tratar los problemas de endogeneidad. En dicha estimación se incluye un rezago de la variable consumo; además del choque de política monetaria; así como de las variables predeterminadas y exógenas antes establecidas en el modelo estático. No se aprecian cambios significativos.

Según establece Quintero (2019), la razón fundamental para no considerar un modelo de datos de panel dinámico es que los cálculos de los impulso respuesta se hace más

complicado ya que consideraría el efecto que se transmite a través del parámetro de rezago del consumo. Ante ello, apela al principio de parsimonia, manteniendo un modelo sencillo de establecer (ver Cuadro 3).

Modelización del panel VAR

Los modelos de panel Var se encuentran bien identificados en la literatura macroeconómica. Así, siguiendo el modelo propuesto por Canova y Ciccarelli (2009, 2013) y además por Cloyne, Ferreira y Surico (2020), se adapta al mercado peruano de la siguiente manera:

$$X_{i,t} = \alpha_0^i + B^i(L)X_{i,t-1} + C^i(L)S_{t-1} + u_{i,t}$$

Donde $X_{i,t}$ es el consumo de los bienes no durables, gasto en bienes durables o los ingresos registrados por los hogares entrevistados en el momento de la encuesta. Los choques de política monetaria son denotados por la variable S . Los términos α representan el intercepto y los coeficientes de una ecuación polinómica. En tanto, $i \in$ arrendatario de una vivienda; el deudor hipotecario; y los propietarios de una vivienda, en referencia a los grupos de tenedores de viviendas. El número de órdenes de rezagos polinómicos son elegidos utilizando el criterio óptimo de duración de rezagos, los cuales comprenden el estadístico "J" de Hansen (1982); así como los criterios de selección de método de momentos (MMSC) desarrollado por Andrews y Lu (2001); MMSC- Información bayesiana (MBIC), el criterio de información MMSC-Akaike (MAIC) y el criterio de información MMSC-Hannan y Quinn (MQIC) para una serie de autorregresiones vectoriales de panel de orden 1.

El presente trabajo recoge y adapta el modelo Canova y Ciccarelli al análisis de un panel VAR Departamental para el caso peruano. Existen N Departamentos (denominadas unidades de análisis) y un conjunto de n variables endógenas para cada uno de ellos, con ρ rezagos para cada una de las variables, en un momento determinado de tiempo T ; y con m variables exógenas. En tanto, existe una matriz $n \times n$ de parámetros $A_{i,j,t}^k$ que miden la respuesta de cada unidad de análisis al k -ésimo rezago del Departamento j , en el período t . Resuelto el modelo, dicha matriz contiene las respuestas $a_{ij,m,t}^k$ para cada variable l de la unidad de análisis i al rezago k -ésimo de la variable m del Departamento j . Del mismo modo, las variables exógenas ($n \times m$) son relacionadas con las variables de cada unidad de análisis i que se encuentran en una matriz $c_{i,t}$. En tanto, existe un vector m de variables exógenas con n residuos para cada unidad de análisis.

El trabajo de Rivasplata (2016) comenta las ventajas de los modelos panel VAR es que presentan interdependencia dinámica, es decir, cada variable es explicada por sus rezagos mientras que los rezagos de otras variables para todas las unidades de análisis. Asimismo, existe una interdependencia estática el cual permite que las perturbaciones $\epsilon_{i,t}$ estén correlacionado entre unidades de análisis.

El modelo contiene $N = 25$ (Departamentos), $n = 3$ (variables endógenas), $\rho = 1$ (rezagos) y $m = 9$ (variables exógenas). Tras el gran número de parámetros establecidos, existe una forma reducida propuesta por Canova y Ciccarelli (2013), y siguiendo el análisis de Rivasplata (2016), se aplica una estrategia de factorización el cual permite expresar el

conjunto de parámetros en términos de un número reducido de factores. Expresando la formal general:

$$y_t = \bar{X}_t \beta + e_t$$

Donde $\bar{X}_t = I_{NG} \otimes X_t'$ tras las dimensiones del parámetro $\beta(h \times 1)$, de las factorizaciones ($h \times d_s$):

$$\beta = F_1 \theta_1 + F_2 \theta_2 + \dots + F_r \theta_r$$

Donde los θ tienen una dimensión (d_s) y captura tanto los factores comunes, específicos; tanto de la unidad de análisis como de la variable endógenas y de sus rezagos; además de las variables exógenas. Por lo tanto, la ecuación inicial se puede reescribir de la siguiente manera:

$$y_t = Z_t F \theta + e_t$$

Donde $Z_t F \theta = \bar{X}_t F \theta$, siendo θ tiene dimensión d_s , siendo menor a h significativamente. Por lo tanto, dicha metodología permite estimar un modelo de una gran cantidad de parámetros. Estimado el modelo panel VAR, se realizan los impulsos respuestas correspondientes así como la descomposición de varianza de los errores de predicción; así como la histórica.

Resultados

Para la estimación del panel VAR, se toma el logaritmo tanto para las variables endógenas como exógenas, con la finalidad de reducir su escala y su volatilidad. Si bien todas son endógenas, lo que se desea explicar es el impacto de la tasa de interés referencial sobre las familias "Pobres" y "No pobres" peruanas. Estas se construyen a partir de los hallazgos de los percentiles. En el primer caso se considera el percentil 25; mientras que en el siguiente el percentil 75.

Como primer paso se trabajan con logaritmos, para luego analizar si todas las variables consideradas dentro de los anteriores modelos muestran series *no estacionarias* (ver Cuadro 7). Se realiza la detección de raíces unitarias a través del estadístico de Im-Pesaran-Shin (2003) además del Levin-Lin-Chu (2002), encontrándose evidencia que existen raíces unitarias en algunos paneles. Ante ello, se realiza una primera diferencia a fin de convertirlas en series *estacionarias*.

Al estimar el modelo panel VAR para las variables altamente endógenas: gasto de consumo para los hogares "Pobres" y "No Pobres", se observa que a través del criterio de selección de rezagos polinómicos, es decir, por los criterios de selección de método de momentos (MMSC) (Andrews y Lu, 2001); MMSC- Información bayesiana (MBIC); criterio de información MMSC-Akaike (MAIC); y criterio de información MMSC-Hannan y Quinn (MQIC), que el número de orden de rezagos óptimo es de 2 periodos dado que muestran sus menores valores en él.

Del mismo modo, se realiza el test de causalidad de Granger, observándose que para el gasto de consumo de los hogares del percentil 25, salvo la tasa de interés referencial y la actividad productiva, todas las demás causan a los Granger a dicha variable de consumo. Sin embargo, para el percentil 75, la tasa de interés referencial; , el tipo de cambio real

bilateral y multilateral, causan a lo Granfer a la variable de consumo para las familias “No Pobres” (ver Cuadro 8).

Asimismo, al observar la condición de estabilidad (Eigenvalues), se observa que para las dos variables más endógenas, el modelo panel VAR satisface dicha condición ya que los Eigenvalues se encuentran dentro del círculo unitario (ver Figura 3 y 4).

Conclusiones

Tras la realización del modelo panel VAR, se observan que los hogares “No Pobres” muestran impactos negativos en su consumo respecto a choques de la tasa de interés referencial, mostrando un incremento no mayor a 1 innovación estructural en los primeros 2 trimestres. Caso contrario sucede en la respuesta del gasto por consumo de los hogares considerados “Pobres” donde el choque de la tasa de interés referencial no tiene ningún impacto (ver Figura 5 y 6). El análisis realizado muestra que impactos de la tasa de interés activa en moneda nacional podría generar impactar sobre los consumos de aquellas familias que están dentro del percentil 75, no siendo similar para aquellas familias cuyos ingresos están por debajo del percentil 25.

Referencias

- Auclert, Adrien. 2019. Monetary Policy and the Redistribution Channel. *American Economic Review*, Vol. 109, No. 6, pp. 2333-67
- Bayer, Christian, Ralph Luettkicke, Lien Pham-Dao y Volker Tjaden. 2019. Precautionary Savings, Illiquid Assets, and the Aggregate Consequences of Shocks to Household Income Risk. *Econometrica*, Vol. 87, No. 1, pp. 255-290
- Blomhoff Holm, Martin, Pascal Paul y Andreas Tischbirek. 2021. The Transmission of Monetary Policy under the Microscope. Federal Reserve Bank of San Francisco. Working Papers Series 2020-03.
- Canova Fabio y Matteo Ciccarelli. 2009. Estimating Multicountry VAR Models. *International Economic Review*, Vol. 50, No. 3, pp. 929-959
- Canova, Fabio y Matteo Ciccarelli. 2013. Panel Vector Autoregressive Models. A Survey. Working Papers Series N° 1507. European Central Bank
- Ciccarelli, Matteo, Angela Maddaloni y Jose-Luis Peydro. 2013. Heterogeneous transmission mechanism monetary policy and financial fragility in the Euro Area. Working Papers Series N°irc 1527. Germany: European Central Bank
- Ciccarelli, Matteo, Eva Ortega y Maria Teresa Valderrama. 2012. Heterogeneity and Cross-Country Spillovers in Macroeconomic-Financial Linkages. Working Papers Series N°irc 1498. Germany: European Central Bank
- Cloyne, James, Clodomiro Ferreira y Paolo Surico. 2020. Monetary Policy when Households have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism. *The Review of Economic Studies*, Vol. 87, No. 1, pp. 102–129
- Cloyne, James y Paolo Surico. 2017. Household Debt and the Dynamic Effects of Income Tax Changes. *The Review of Economic Studies*, Vol. 84, No. 1, pp. 45-81
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum y Charles L. Evans 1999. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?. *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 1, Pages 65-148
- De La Horra, Luis, Javier Perote y Gabriel De La Fuente. 2021. Monetary policy and corporate investment: A panel-data analysis of transmission mechanisms in contexts of high uncertainty. *International Review of Economics and Financ*, Vol. 75, pp. 609-624.
- Greenwald, Daniel. 2018. The mortgage credit channel of macroeconomic transmission. MIT Sloan Research Paper, Issue 5184-16.
- Floden, Martin, Matilda Kilstrom, Josef Sigurdsson y Roine Vestman. 2020. Household Debt and Monetary Policy: Revealing the Cash-Flow Channel. *The Economic Journal*, Vol. 131, pp. 1742–1771.
- Gulenay, Meltem. 2018. Effectiveness of monetary and macroprudential shocks on consumer credit growth and volatility in Turkey. *Central Bank Review*, Vol. 18, pp. 5184-16.
- Im, K., M. Pesaran, and Y. Shin. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp. 53-74.
- Justiniano, Alejandro, Giorgio Primiceri y Andrea Tambalotti. 2018. Household leveraging and deleveraging. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 18, No. 1, pp. 3-20
- Kaplan, Greg, Benjamin Moll y Giovanni Violante. 2018. Monetary Policy According to HANK. *American Economic Review*, Vol. 108, No. 3, pp. 697-743
- Kilian, Lutz. 2009. MNot all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, Vol. 99, No. 3, pp. 1053-1069
- Levin, A., C. Lin, and C. Chu. 2002. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, Vol. 108, pp. 1-24
- Quintero, Jorge. 2019. Impactos regionales y sectoriales de la política monetaria en Colombia. *Cuadernos de Economía*, Vol. 38, No. 76, pp. 259-288.
- Rivasplata, Arnold. 2016. Factores globales y locales en la dinámica de la inflación de países de América Latina con esquemas de metas explícitas. Universidad del Pacífico.
- Slacalek, Jiri, Oreste Tristani y Giovanni Violante. 2020. Household Balance Sheet Channels of Monetary Policy: A Back of the Envelope Calculation for the Euro Area. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 115.
- Wong, Arlene. 2019. Refinancing and the Transmission of Monetary Policy to Consumption. Working paper. Princeton Economics.



Lista de figuras

Figura 1: Perú: PBI vs. Estacionalidad del PBI

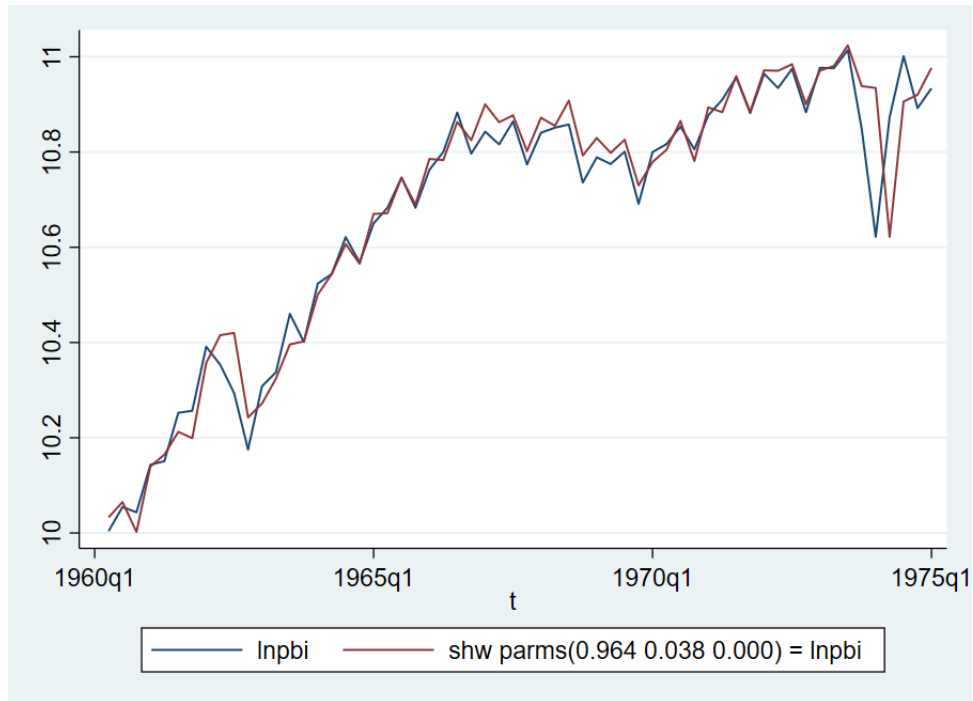


Figura 2: Perú: Choques de Política Monetaria, 1T2015 - 2T2015

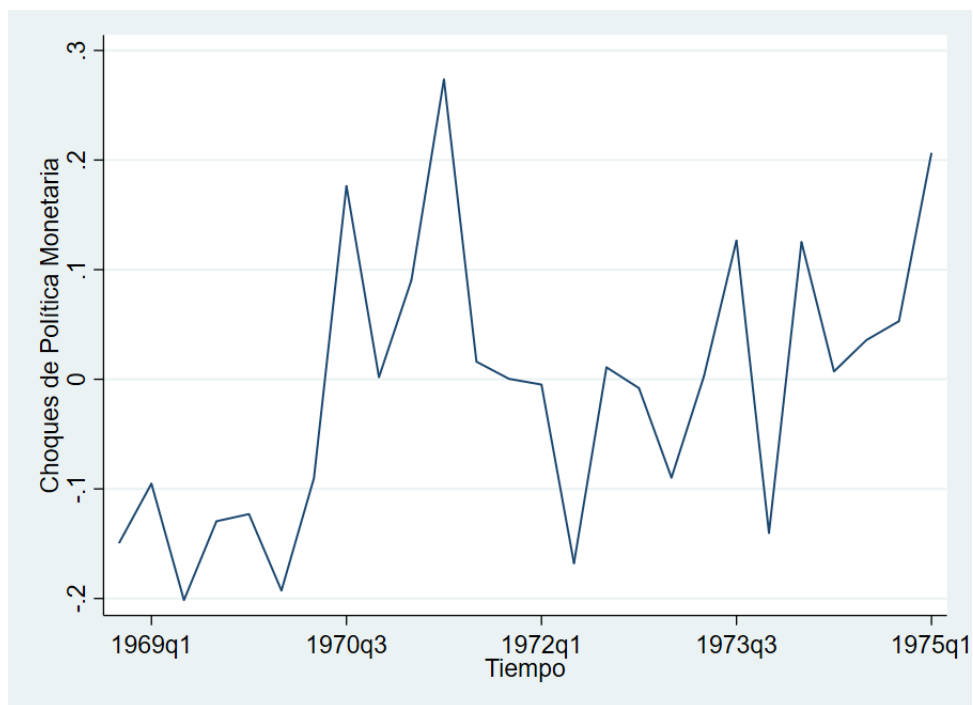


Figura 3: Renters: Condición de Estabilidad (Eigenlvalues)

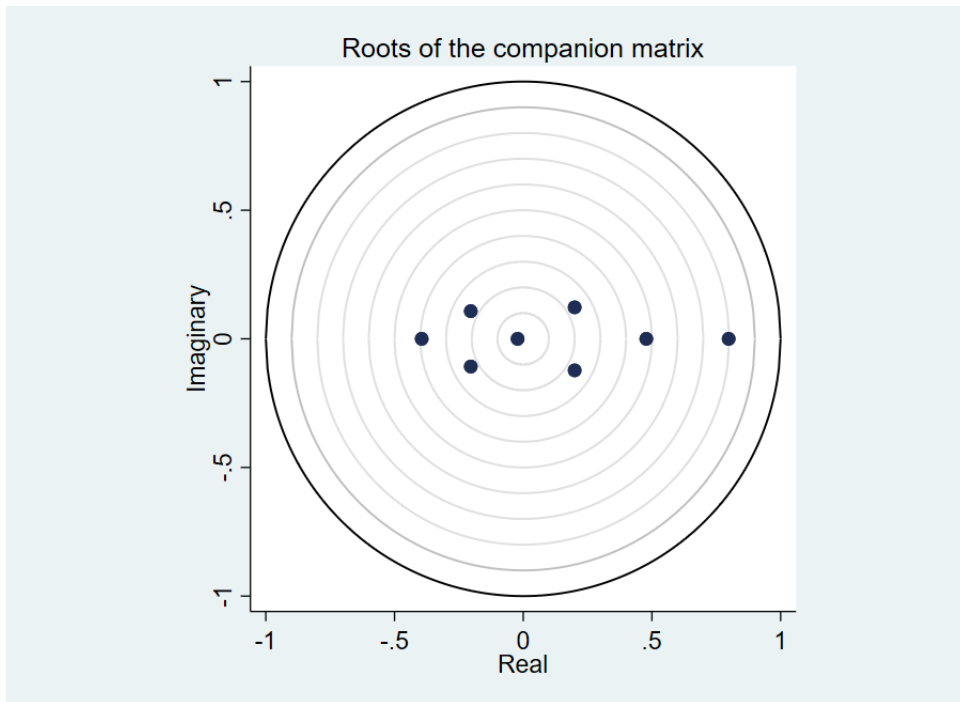


Figura 4: Mortgagors: Condición de Estabilidad (Eigenlvalues)

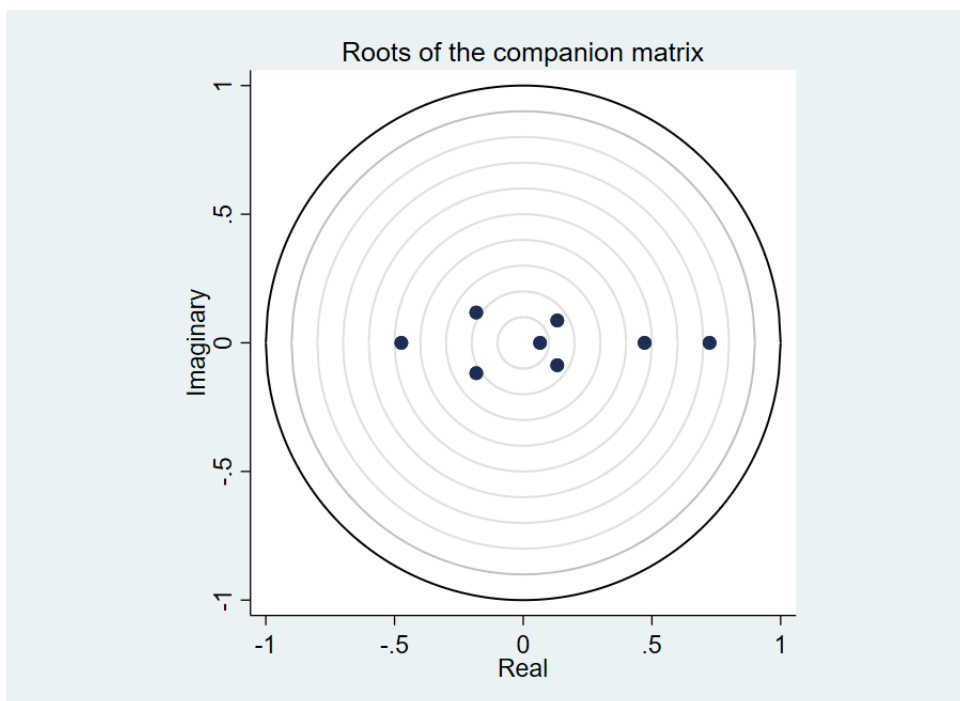


Figura 5: Impulso Respuesta: Renters

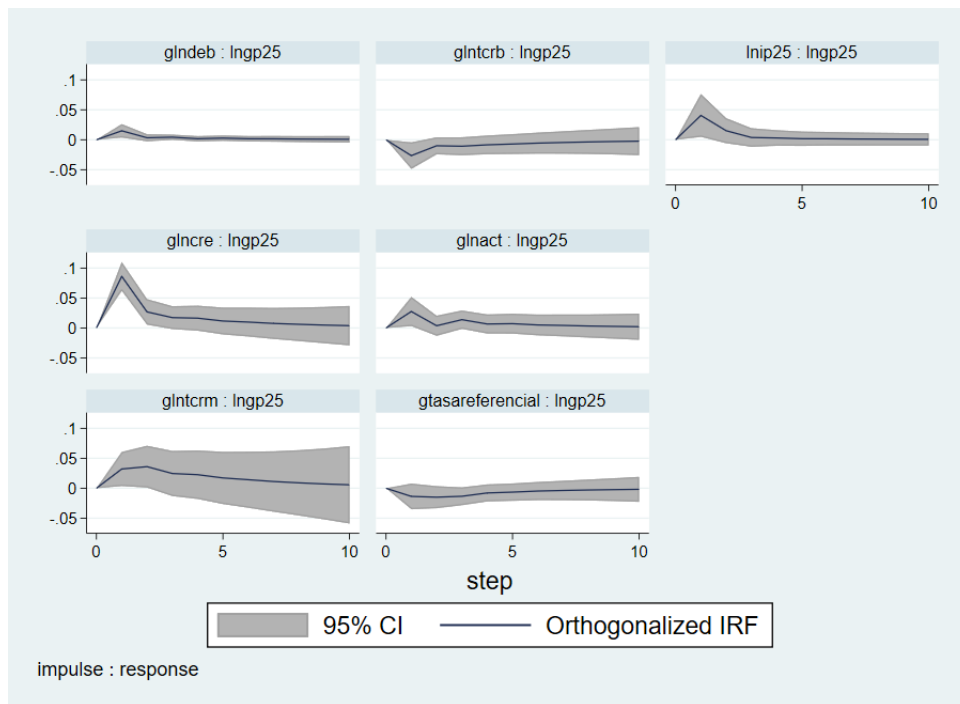
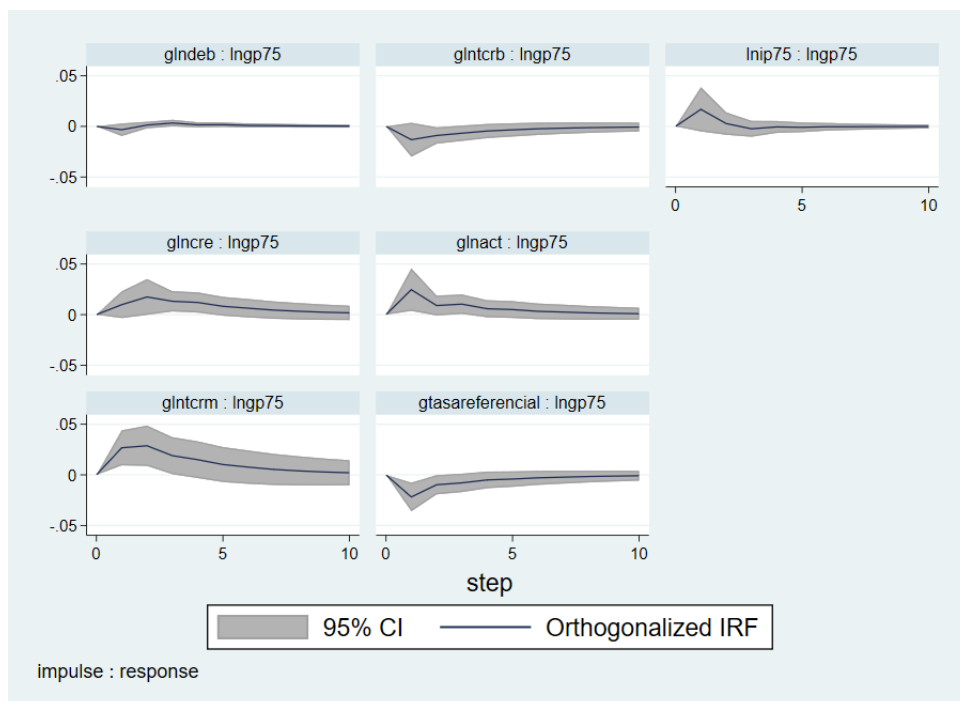


Figura 6: Impulso Respuesta: Mortgagors



Lista de cuadros

Cuadro 1: Perú: Estado de las viviendas (% Part.), 2004 - 2020

Estado de la vivienda	2004	2012	2020	Var. Anual(%)
Perú (% Part.)				
Alquilada	6.51%	7.16%	8.16%	1.42%
Propia, totalmente pagada	73.93%	71.82%	73.74%	-0.02%
Propia, por invasión	3.65%	5.32%	3.97%	0.53%
Propia, comprándola a plazos	0.48%	0.45%	0.50%	0.26%
Cedida por el centro de trabajo	1.65%	0.85%	0.35%	-9.24%
Cedida por otro hogar o institución	13.67%	14.34%	13.21%	-0.21%
Lima Metropolitana (% Part.)				
Alquilada	10.41%	12.85%	16.25%	2.82%
Propia, totalmente pagada	69.51%	56.16%	58.14%	-1.11%
Propia, por invasión	3.58%	11.70%	6.05%	3.33%
Propia, comprándola a plazos	0.69%	1.11%	2.06%	7.08%
Cedida por el centro de trabajo	0.78%	0.35%	0.25%	-6.86%
Cedida por otro hogar o institución	15.04%	17.76%	17.26%	0.86%

Encuesta Nacional de Hogares - INEI. Elaboración propia

Cuadro 2: Estacionariedad de las variables: Modelo VAR

Estadístico	DF (Drift y Trend)	Ph.P
Producto	.00	.00
Precios	.00	.00
Precio del cobre	.00	.00
Chock de PM	.00	.00
Tipo de cambio nominal	.00	.00
Nivel de confianza al 95% del estadístico la normal inversa Z		



Cuadro 3: Impacto de la política monetaria sobre el consumo a niveles de hogares

Variable Endógena: Consumo	Efec.Fijos**	Efec.Aleat.	Panel Dinám.***
Variables exógenas			
Ingresos	.25	.39	.59
Rezago 1 del consumo	-	-	.43
Choques de política monetaria	-.48	-.74	-.32
Cuartiles	.07	.15	-.16
Efec. marg. de PM sobre Q1	.22	.29	-
Efec. marg. de PM sobre Q3	.16*	.17*	-
Efec. marg. de PM sobre Q4	.03*	.02*	-
Efec. marg. de PM sobre "Costa"	.12*	.19	-
Efec. marg. de PM sobre "Selva"	.01*	.06*	-
Efec. marg. de PM sobre "Urbano"	-.01*	.14	-
Tipo de cambio real bilateral	-2.86	-3.60	-
Constante	20.05	21.87	-
σ_{η}	.60	.32	-
σ_{ϵ}	.37	.37	-
rho	.73	.43	-
within	.22	.22	.51
between	.82	.82	.72
overall	.68	.68	.64
Nº Grupos	4,187	4,187	25
*/No significativas al 5%			
**/Ni diferencia sistemática ni significativa			
***Test Arellano-Bond AR(1)	-	-	0.00
***Test Arellano-Bond AR(2)	-	-	-
***Test de Hansen	-	-	0.00

Cuadro 4: Análisis de variables sobre los ingresos de las familias: MCO

Condición del Hogar	Pobres	No Pobres	Renters	Mortgagors	Owners
Variable endógena					
	Ing. MN	Ing. MN	Gast. Alq.	Ing. Cred. Hip.	Ing. MN
Variables exógenas					
Var. Rezagada	.13	.14	-	-	-
Gasto de consumo	.73	.67	-	-	-
Arrend.en Hosped.	-	-.07	-	-	-
Créditos en MN	-.11	-.04	.15	.18	.15
Créditos en ME	-.05	-.04	-.06	-	-.06
Débito en ME	.05	.04	-	-.11	-
Impuesto a la Renta	-	.03	-	-	-
Impuesto a las ventas	.09	.06	-	-	-
Gasto No Financiero	-	-.06	-	-	-
Inversión Bruta Fija en GN	-	-	-.05	-	-.05
Inversión Bruta Fija en GR	-.02	-	-.06	-.09	-.06
Exportaciones	.02	.01	-	-	-
Producción Nacional	.23	.24	.81	-	.77
Constante	.79*	.77	12.46	15.34	12.6
R ²	.75	.77	0.01	0.01	0.01
Nº Obs.	1,933	1,974	2,238	2,102	2,238
Residuos	129.3	58.4	2917.6	4527.6	2876.5
*/t-Student: No significativas al 5%					



Cuadro 5: Análisis de variables sobre los ingresos de las familias: Datos de Panel Estático

Condición del Hogar	Pobres		No Pobres	
	Efec.Fijos	Efec.Aleat.	Efec.Fijos	Efec.Aleat.
Variables exógenas				
Var. Rezagada	.06	.12	.04	.14
Gasto de consumo	.75	.75	.79	.67
Arrend.en Hosped.	-	-.06	-	-.07
Créditos en MN	-	-.09	-	-.04
Créditos en ME	-.03	-.05	-.02	-.42
Débito en ME	-	.05	-	.04
Tasa de Interés Activa	-.16	-.33	.12	-
Tasa de Interés Pasiva	.05	-	-	-
Impuesto a la Renta	-	.03	-	.03
Impuesto a las ventas	-	.12	-	.06
Gasto No Financiero	-	-.06	-	-.06
Inversión Bruta Fija en GN	-	-	-	-
Inversión Bruta Fija en GR	-	-.01	-	-
Exportaciones	-	.02	-	.01
Producción Nacional	.16	.24	.15	.24
Constante	1.92	3.42	.99	1.95
σ_{μ}	.19	-	.17	-
σ_{ϵ}	.24	.24	.15	.15
rho	.38	-	.55	-
within	.40	.40	.51	.46
between	.81	.95	.72	.92
overall	.65	.76	.64	.77
N° Grupos	25	25	25	25
*/No significativas al 5%				

Cuadro 6: Análisis de variables sobre los ingresos de las familias: Datos de Panel Dinámico

Condición del Hogar	Pobres	No Pobres
Variables exógenas		
Var. Rezagada	.01*	.01*
Gasto de consumo	.78	.76
Créditos en MN	-.12	-
Débito en MN	-	.05
Tasa de Interés Activa	-.45	-
Tasa de Interés Pasiva	-	.04
Impuesto a las ventas	.11	-
Gasto No Financiero	-	-.07
Exportaciones	.02	-
Producción Nacional	.22	.25
Constante	2.83	1.25
Nº Grupos	25	25
Nº Instrumentos	10	9
AR2 (Arellano-Bond)	.29	.73
Sobreid. (Hansen)	.39	.23
*/Distribución Z no significativas al 5%		



Cuadro 7: Estacionariedad de las variables: Panel VAR

Estadístico	Im-Pesaran-Shin	Levin-Lin-Chu
Consumo "Hogares Pobres"	.00	.00
Consumo "Hogares No Pobres"	.00	.00
Ingreso "Hogares Pobres"	.00	.00
Ingreso "Hogares No Pobres"	.00	.00
Tasa referencial	.00	.00
Total de créditos**	.00	.00
Total de débitos**	.00	.00
Actividad Productiva**	.00	.00
Tipo de Cambio Real Bilat.**	.00	.00
Tipo de Cambio Real Mult.**	.00	.00

*Nivel de confianza al 95% del estadístico la normal inversa Z

**Diferenciado

Cuadro 8: Causalidad de Granger: Panel VAR

Condición del Hogar	"Pobres"	"No Pobres"
Ingreso "Hogares Pobres"	.00	-
Ingreso "Hogares No Pobres"	-	.06
Tasa referencial	.42	.02
Actividad Productiva**	.90	.09
Tipo de Cambio Real Bilat.**	.00	.01
Tipo de Cambio Real Mult.**	.06	.00
Total de créditos**	.00	.13
Total de débitos**	.00	.30