BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

¿Amortiguadores o amplificadores? Evidencia microeconómica sobre el rol de los inventarios en la producción peruana

Bruno Gonzaga*, Diego Mamani-Arpasi*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N°. 2026-006
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Abril 2026

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru

¿Amortiguadores o amplificadores? Evidencia microeconómica sobre el rol de los inventarios en la producción peruana*

Bruno Gonzaga† Diego Mamani-Arpasi ‡

Febrero 2026

Resumen

El presente trabajo busca contrastar la hipótesis de suavizamiento de la producción, según la cual los inventarios amortiguan choques de demanda. Utilizando información trimestral de balances de empresas reportados a la Superintendencia del Mercado de Valores, se construyen medidas de inventarios, ventas y producción, encontrándose que la producción es más volátil que las ventas y que los inventarios presentan un comportamiento procíclico, sugiriendo que estos no cumplen un rol estabilizador. Motivado por estos hechos, el estudio estima mediante datos de panel una función de ajuste parcial de inventarios inspirada en el modelo de acumulación de inventario tipo (S, s), hallándose un ajuste no lineal y asimétrico: las firmas corrigen más rápidamente la escasez que el exceso de inventarios respecto a su nivel óptimo, destacando la relevancia del costo de desabastecimiento. Asimismo, dicha velocidad de ajuste se intensifica en recesiones, reforzando el carácter procíclico observado, y sugiriendo un rol amplificador de los inventarios en el ciclo económico.

Palabras clave: Inventarios, suavizamiento de producción, políticas tipo (S, s), empresas, ciclos económicos.
Clasificación JEL: C23; D24; E22; E23; E32

*Las opiniones expresadas en este documento son únicamente las de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco Central de Reserva del Perú. Los autores agradecen los comentarios y recomendaciones de Fabrizio Orrego, Youel Rojas y Jairo Flores, las cuales ayudaron a mejorar el presente trabajo.

†Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), bruno.gonzaga@bcrp.gob.pe
‡Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), diego.mamani@bcrp.gob.pe

Buffers or Amplifiers? Microeconomic Evidence on the Role of Inventories in Peruvian Production*

Bruno Gonzaga† Diego Mamani-Arpasi ‡

February 2026

Abstract

This paper tests the production smoothing hypothesis, which posits that inventories serve to buffer demand shocks. Using quarterly firm-level balance sheet data reported to the Peruvian Superintendency of Securities Market, we construct measures of inventories, sales, and production. We find that production exhibits greater volatility than sales and that inventories behave procyclically, results that challenge the view of inventories as a stabilizing mechanism. Motivated by these stylized facts, we estimate a partial adjustment inventory function using panel data, grounded in (S, s) inventory accumulation models. The results point to a nonlinear and asymmetric adjustment process: firms correct inventory shortages more rapidly than excess holdings relative to their target levels, highlighting the relevance of stockout costs. Furthermore, the speed of adjustment intensifies during recessions, reinforcing the procyclical behavior of inventories and suggesting that they may act as an amplifier of business cycle fluctuations.

Keywords: *Inventories, production smoothing, (S, s) policies, firms, business cycles.*
JEL Classification: *C23; D24; E22; E23; E32*

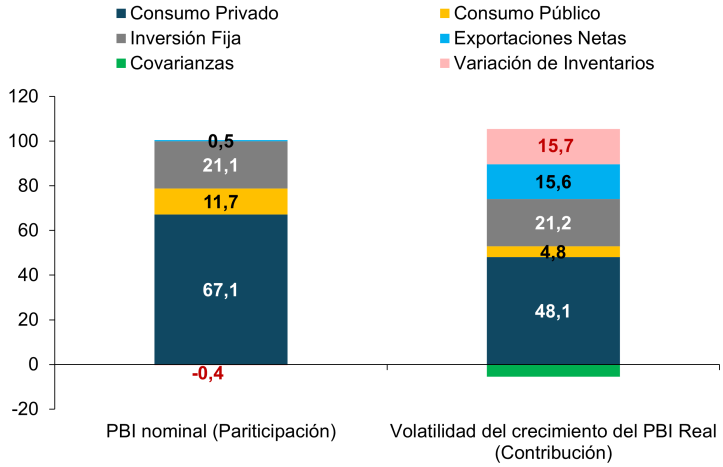
*The views expressed in this paper are solely those of the authors and do not necessarily reflect those of the Central Reserve Bank of Peru. The authors thank Fabrizio Orrego, Youel Rojas, and Jairo Flores for their comments and suggestions, which helped to improve this paper.

†Central Reserve Bank of Peru, bruno.gonzaga@bcrp.gob.pe
‡Central Reserve Bank of Peru, diego.mamani@bcrp.gob.pe

1. Introducción

La inversión en inventarios, a pesar de ser un componente del gasto con reducido peso en el PBI nominal (menos del 1 % como promedio en las últimas cuatro décadas), ha sido reconocida en la literatura como una fuente importante de volatilidad macroeconómica. De hecho, en el periodo 1980 a 2024, la variación de inventarios explicó, en promedio, un 16 % de la volatilidad del PBI peruano[1].

Figura 1. Importancia de los inventarios en el PBI, 1980T1–2024T4.
(Promedio, según componentes del PBI Gasto)



Fuente: BCRP. Elaboración propia.

De acuerdo con Khan (2003), existen dos teorías que dominan el debate sobre el comportamiento de los inventarios: la teoría del suavizamiento de la producción (*production smoothing*) y el modelo de políticas tipo (S, s) de acumulación de inventarios. La primera teoría enfatiza que existe un costo en ajustar la producción ante variaciones de la demanda, por lo que las empresas prefieren mantenerla constante, utilizando a los inventarios como un amortiguador. Por tanto, de esta teoría se deriva que las ventas deben exhibir una mayor volatilidad que la producción y que la variación de inventarios y las ventas deben correlacionarse de forma negativa.

Estos dos resultados pueden contrastarse con los datos conocidos de las cuentas nacionales, como también en las cuentas de inventarios y ventas de los balances de grandes empresas privadas, reportados a la Superintendencia del Mercado de Valores (SMV), las cuales teóricamente componen parte de la cuenta agregada de variación de inventarios. Para tal efecto y siguiendo el estándar en la literatura, en este estudio se utiliza la identidad[2]:

$$\text{Producción} = \text{Ventas} + \Delta\text{Inventarios}$$

[1] La volatilidad del crecimiento del PBI real se descompone en la varianza de sus componentes más el término de covarianza entre ellos.

[2] Esta identidad solo aplica para bienes terminados. La SMV solo reporta el valor en libros de la cuenta llamada 'Inventarios', la cual potencialmente podría incluir también materia prima, existencias, productos en proceso y mercancía en tránsito.

Es decir, la producción de un periodo se asigna una fracción a las ventas y el resto se acumula o almacena (ΔInventarios > 0), a menos que las ventas superen la producción y se reduzcan inventarios (ΔInventarios < 0).

La Tabla 1 muestra la volatilidad relativa al PBI de las ventas, así como la correlación de esta misma variable con la variación de inventarios, tanto para los datos provenientes de cuentas nacionales como para los de empresas. Como ya ha sido observado en la literatura de otros países como Estados Unidos (Schuh (1996); Khan (2003)), la Unión Europea (Dimelis, 2001) y en la de Perú (Barrera, 2011), los hechos estilizados que deberían derivarse de esta teoría no se replican en los datos.

Tabla 1. Hechos estilizados de producción, ventas e inventarios, 2001–2024[1/]

	SMV	**CCNN**
Volatilidad relativa (Producción / Ventas)	1,48	1,74
Correlación Ventas y Var. Inventarios	0,21	0,02

[1/] Se toma el período en común más prolongado entre los datos de empresas de la SMV y de las cuentas nacionales (CCNN) para permitir su comparación.
Fuente: BCRP, SMV. Elaboración propia.

Si bien han existido esfuerzos en la literatura en ampliar esta teoría para dar explicación a dicha contradicción[3] desde Eichenbaum (1984) y Ramey (1991), Khan (2003) explica que el modelo de suavizamiento de producción parece aplicar más para empresas del rubro manufactura. Además, en su investigación, Khan (2003) explica que el inventario de estas empresas está conformado en su mayoría por materia prima y bienes en proceso, composición que no es representativa de los inventarios de las cuentas nacionales. Por su parte, Schuh (1996) encuentra que solo alrededor de dos quintos de las empresas de manufactura suavizan su producción.

Una segunda teoría sobre el comportamiento de inventarios, llamada modelo de políticas tipo (S, s), plantea que es costoso para las empresas realizar órdenes de insumos o bienes intermedios (o finales en caso sean comercializadoras), por lo que dejarán que sus inventarios oscilen entre un umbral: cuando estos caigan por debajo de una cantidad s, los repondrán hasta una cantidad S. Ello puede generar un comportamiento no lineal y asimétrico en la inversión en inventarios Carpenter et al. (1994). De la aplicación de este modelo se deriva que la correlación entre ventas y variación de inventarios dependerá de la magnitud del choque: ante un incremento leve de ventas, la mayoría de las empresas reducirá sus inventarios hasta antes de s; no obstante, ante un choque positivo fuerte, muchas empresas alcanzarán su umbral s y realizarán órdenes de compra, elevando los inventarios.

Por ejemplo, Caplin (1985) prueba que la aplicación del modelo (S, s) produce una

[3]Es importante remarcar que, en los periodos de tiempo antes de 2001, la correlación de ventas y variación de inventarios de las cuentas nacionales se torna negativa. La elección del periodo 2001-2024 se basa en la posibilidad de comparar el mismo periodo para ambas fuentes de datos, ya que solo se cuenta con datos de inventarios de la SMV desde el siglo en curso.

correlación positiva entre las ventas y la variación de inventarios. Dado que la varianza de la producción depende de la suma de varianzas de sus componentes y de su covarianza, esto resulta en una variabilidad más alta de la producción respecto a las ventas, lo cual está más alineado con lo encontrado en los hechos estilizados. Asimismo, este hecho desafía la idea de que los inventarios actúan como amortiguadores, y podrían ser, en cambio, aceleradores del ciclo económico.

De hecho, los datos parecen apoyar la idea de que la inversión en inventarios amplifica en una cuantía modesta las fases recesivas de la economía peruana. La siguiente tabla cuantifica la contribución de la variación de inventarios al PBI real durante los periodos de recesión técnica en Perú, siguiendo el fechado de Banco Central de Reserva del Perú (2023). La media de estos coeficientes es del 22,4 %, con un rango que varía entre −4,8 % y 1421,6 %, superior al 4,0 % en promedio en el periodo 1980-2024 que no considera recesiones técnicas. El valor extremo observado en la crisis de 2009 es un ejemplo de un fuerte proceso de corrección de inventarios que se observó en las empresas peruanas con el fin de adecuar su producción a las nuevas condiciones de menor demanda, de acuerdo con Banco Central de Reserva del Perú (2010).

Tabla 2. Fases recesivas del PBI peruano y contribución de la variación de inventarios[1/]

N°	PBI real		Promedio de tasas de variación		
	Periodo	Duración (trim.)	PBI (a)	Var. inventarios (b) (contribución)	(b)/(a)×100
1	1982T3–1984T1	7	-7,0	-2,4	34,1
2	1985T3–1986T1	3	-3,0	-2,1	68,5
3	1988T1–1989T3	7	-12,5	0,6	-4,8
4	1990T3–1991T1	3	-14,2	-0,2	1,5
5	1992T2–1992T3	2	-4,3	-0,4	9,3
6	1998T4–1999T1	2	-0,7	-4,6	649,0
7	2000T4–2001T1	2	-4,3	-4,4	102,3
8	2009T2–2009T3	2	-0,4	-5,9	1421,6
9	2020T1–2020T4	4	-10,9	-0,2	1,9
10	2023T1–2023T4	4	-0,5	-1,4	263,0
Promedio total			-7,0	-1,6	22,4

[1/] Se define recesión técnica como el periodo en el cual se registran dos o más trimestres consecutivos de variación interanual negativa del PBI.
Fuente: BCRP. Elaboración propia.

En Perú, la variación de inventarios en las cuentas nacionales se obtiene como un residuo, lo que limita el análisis directo de su dinámica. Este vacío abre la oportunidad de recurrir a fuentes alternativas, como los estados financieros de empresas, para contrastar el rol tradicional asignado a los inventarios como amortiguadores de la producción y explorar su comportamiento entre industrias y a lo largo del tiempo. En este estudio se emplea una novedosa base de datos de balances trimestrales de grandes empresas privadas no financieras del periodo 2001-2024, lo que permite documentar regularidades empíricas hasta ahora poco exploradas en la economía peruana.

A partir de este insumo, el trabajo contribuye a llenar un vacío en la literatura nacional

sobre inventarios mediante la estimación de una función de ajuste inspirada en la teoría (S, s) de McCarthy y Zakrajsek (2000). El objetivo es evaluar si las firmas peruanas efectivamente utilizan los inventarios para suavizar la producción o, por el contrario, si estos amplifican las fluctuaciones del ciclo económico. En particular, se busca identificar si el ajuste es lineal o no lineal, si presenta asimetrías entre exceso y escasez, y si su velocidad depende de la fase del ciclo, con lo cual se avanza en comprender el papel de los inventarios en la dinámica macroeconómica del país.

El documento se organiza de la siguiente manera: la sección 2 amplía el análisis a otros hechos estilizados relacionados con la volatilidad relativa y la ciclicidad de la variación de inventarios. La sección 3 explica el marco teórico, mientras que la sección 4 detalla la metodología del estudio, incluyendo la descripción del conjunto de datos y la especificación del modelo econométrico utilizado. Posteriormente, la sección 5 discute los principales resultados obtenidos y, finalmente, la sección 6 ofrece las conclusiones del estudio.

2. Volatilidad relativa y ciclicidad

Esta sección documenta regularidades empíricas sobre la dinámica de inventarios en la economía peruana, con énfasis en dos hechos estilizados ampliamente reconocidos en la literatura: (i) el carácter procíclico de la inversión en inventarios; y (ii) la mayor volatilidad de la producción respecto a las ventas. Para ello, seguimos la metodología de Khan (2003), extrayendo los componentes cíclicos del PBI y de la variación de inventarios mediante el filtro de Hodrick–Prescott (HP). Con el fin de contrastar estos hechos estilizados, presentamos evidencia en tres niveles: cuentas nacionales, agregación a partir de datos de firmas y evidencia a nivel de empresa. En cada caso se emplea el período más amplio disponible, sujeto a la disponibilidad de datos.

Si bien el filtro HP es el estándar en la literatura para extraer componentes cíclicos, presenta limitaciones conocidas –como el sesgo en los extremos de la muestra (*endpoint problem*)–. No obstante, dado que el análisis se centra en propiedades de segundo orden, ratios de varianzas y correlaciones cíclicas, más que en realizaciones puntuales, esta limitación no altera de manera sustantiva las conclusiones cualitativas reportadas.

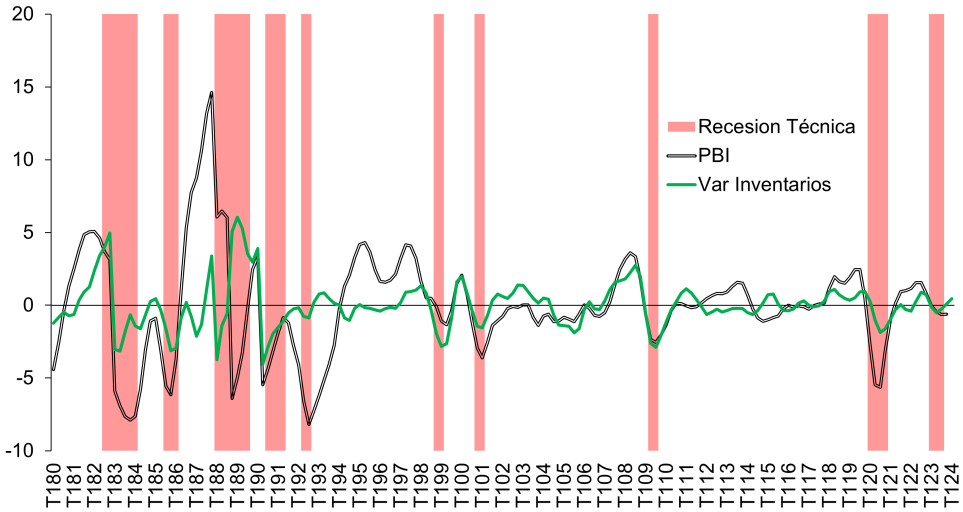
2.1. Cuentas Nacionales

La Figura 2 y la Tabla 3 confirman dos hechos estilizados de la literatura de inventarios. Primero, la inversión en inventarios es procíclica, como lo evidencia la correlación positiva entre su componente cíclico y el del PBI. Segundo, el ratio de varianzas entre producción y ventas es mayor que uno, lo que indica que la producción es más volátil que las ventas.

Si bien la correlación negativa entre ventas y variación de inventarios refleja el rol estabilizador que teóricamente cumplen los inventarios ante fluctuaciones de demanda, su magnitud no es suficiente para compensar el aporte de la inversión en inventarios

a la variabilidad total de la producción. En consecuencia, la producción mantiene una volatilidad superior a la de las ventas.

Figura 2. Ciclo del PBI y de la variación de inventarios con datos de cuentas nacionales: 1980–2024
(Desvío porcentual respecto a su tendencia)



Nota: El ciclo y la tendencia se estiman aplicando el filtro HP ($\lambda = 1600$) a las series desestacionalizadas en logaritmos del PBI y del PBI excluyendo la variación de inventarios. Ambas series se desestacionalizan mediante TRAMO-SEATS, corrigiendo por efectos de feriados. El componente cíclico de la variación de inventarios se aproxima como la diferencia entre los ciclos del PBI total y del PBI sin variación de inventarios.
Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Tabla 3. Descomposición de la volatilidad y ciclicidad: 1980 – 2024

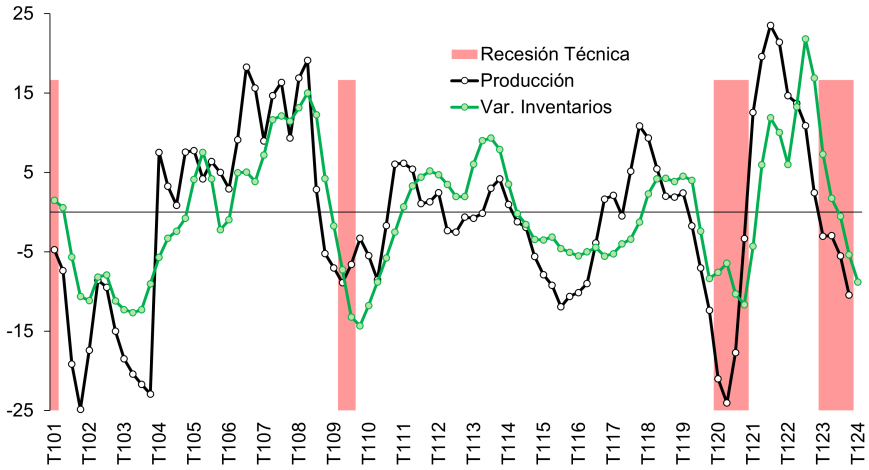
Descomposición de la volatilidad	
Varianza de la producción	12,3
Varianza de las ventas	11,5
Varianza de la variación de inventarios	2,5
Covarianza (ventas, variación de inventarios)	-0,8
Volatilidad relativa (Var. producción/ Var. ventas)	1,1
Ciclicidad	
Correlación (producción, variación de inventarios)	0,30
Correlación (ventas, variación de inventarios)	-0,16

Nota: Las ventas se definen como el PBI excluyendo la variación de inventarios. Las estadísticas se calculan sobre los componentes cíclicos extraídos mediante el filtro HP. Por construcción, $Var(Y) = Var(S) + Var(\Delta Inv) + 2\,Cov(S, \Delta Inv)$.
Fuente: BCRP. Elaboración propia.

2.2. Datos agregados de empresas

El mismo ejercicio se replica utilizando los balances de empresas de la SMV, agregando la información a nivel de firmas. Los resultados confirman que el ratio de varianzas entre producción y ventas es mayor que uno, preservándose el patrón de mayor volatilidad de la producción. Asimismo, la variación de inventarios presenta un comportamiento procíclico respecto a la producción agregada.

Figura 3. Ciclo de la producción y de la variación de inventarios de empresas privadas no financieras del Perú: 2001–2024
(Desvío porcentual respecto a su tendencia)



Nota: El ciclo y la tendencia se estiman aplicando el filtro HP ($\lambda = 1600$) a las series desestacionalizadas en logaritmos de la agregación de producción y ventas de un conjunto de empresas. Ambas series fueron desestacionalizadas mediante TRAMO-SEATS, corrigiendo por efectos de feriados. El componente cíclico de la variación de inventarios se aproxima como la diferencia entre los ciclos de producción y ventas.
Fuente: SMV. Elaboración propia.

Tabla 4. Descomposición de la volatilidad y ciclicidad: 2001 – 2024

Descomposición de la volatilidad	
Varianza de la producción	117,9
Varianza de las ventas	79,6
Varianza de la variación de inventarios	21,0
Covarianza (ventas, variación de inventarios)	8,7
Volatilidad relativa (Var. producción/Var. ventas)	1,5
Ciclicidad	
Correlación (producción, variación de inventarios)	0,60
Correlación (ventas, variación de inventarios)	0,21

Nota: Las estadísticas se calculan sobre los componentes cíclicos extraídos mediante filtro HP. Por construcción, $Var(Y) = Var(S) + Var(\Delta Inv) + 2\,Cov(S, \Delta Inv)$.
Fuente: SMV. Elaboración propia.

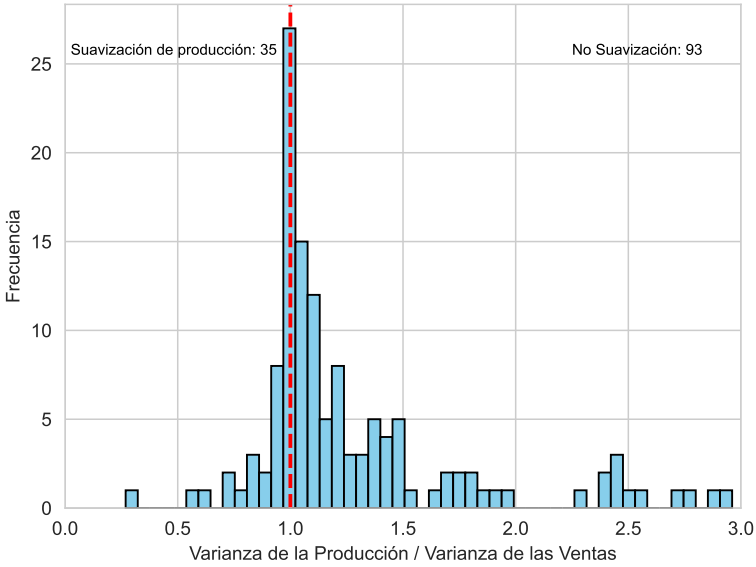
A diferencia de lo observado en cuentas nacionales, la correlación entre ventas y variación de inventarios es positiva. Este patrón sugiere que, ante incrementos en las ventas, las firmas tienden a acumular inventarios, consistente con un motivo precautorio asociado al riesgo de desabastecimiento (*stockouts*).

2.3. A nivel de empresas

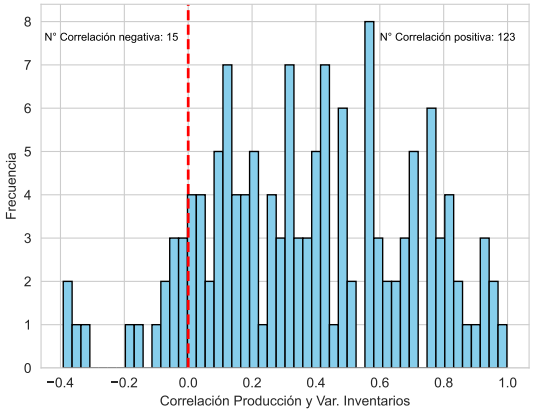
Un análisis más detallado en la Figura 4 muestra que la varianza de la producción supera a la varianza de las ventas en 93 de las 128 empresas analizadas[4]. Además, más de la mitad de las empresas exhiben un comportamiento procíclico en su inversión en inventarios en relación con la producción.

Figura 4. Volatilidad y correlaciones de la producción, ventas y variación de inventarios.

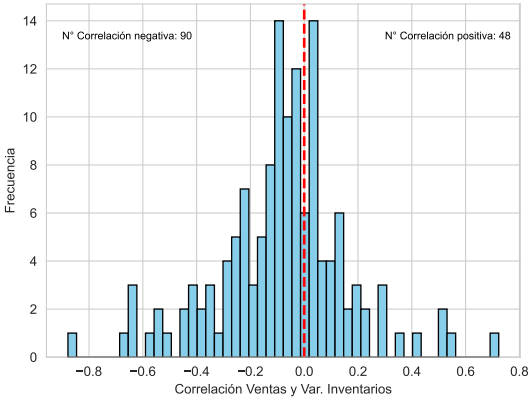
(a) Ratio de la varianza de la producción y la varianza de las ventas



(b) Correlación entre producción y variación de inventarios



(c) Correlación entre ventas y variación de inventarios



[4]El análisis se restringe a empresas con al menos 20 trimestres consecutivos de información (cinco años), a fin de obtener estimaciones confiables.

Estos hechos estilizados sugieren que, lejos de suavizar la producción, los inventarios en las empresas peruanas tienden a amplificar sus fluctuaciones y a moverse de forma procíclica con la actividad económica, un patrón consistente con modelos de ajuste discontinuo. Como se mencionó anteriormente, la teoría de políticas tipo (S, s) plantea que las firmas no ajustan sus inventarios de manera marginal y en todo momento, sino de forma discreta y asimétrica alrededor de un nivel óptimo, lo que genera periodos de inacción alternados con correcciones abruptas. En conjunto, las regularidades observadas en esta sección constituyen la evidencia empírica que motiva el análisis formal desarrollado en las secciones siguientes.

3. Marco Teórico: Modelo (S, s) de acumulación de inventarios

El modelo de política óptima de inventarios (S, s) constituye el marco microeconómico fundamental para analizar la dinámica de los stocks cuando las firmas enfrentan costos de ajuste no convexos, principalmente costos fijos asociados a realizar un pedido o iniciar un lote de producción (Scarf, 1960). A diferencia de los modelos de suavizamiento de la producción —que descansan en costos marginales convexos—, este enfoque predice un patrón de ajuste discreto y episódico (*lumpy*): la firma puede permanecer inactiva durante ciertos períodos y efectuar reajustes significativos solo cuando el desvío del inventario respecto a su nivel deseado excede un umbral crítico (Wen, 2005). En particular, la firma enfrenta un *trade-off* entre (i) los costos de ordenar, que incluyen un componente fijo asociado a iniciar el ajuste (*adjustment cost*), y (ii) los costos de mantener inventarios o incurrir en desabastecimiento (*avoidance cost*). Como resultado, la política óptima se caracteriza por dos umbrales: cuando el stock cae por debajo de s, la firma realiza un pedido que eleva el inventario hacia un umbral óptimo S; mientras el inventario permanezca dentro de la banda $[s, S]$, puede ser óptimo no ajustar.

Esta lógica implica que el ajuste de inventarios es asimétrico: la probabilidad y la magnitud de la respuesta dependen no solo de la brecha entre el inventario observado y el óptimo, sino también de la dirección del desalineamiento (déficit versus exceso). Además, la heterogeneidad de los umbrales (S, s) entre firmas y la eventual sincronización de sus decisiones de ordenamiento ante shocks comunes pueden hacer que la inversión en inventarios propague y amplifique fluctuaciones de corto plazo, contribuyendo a explicar por qué la producción puede exhibir mayor volatilidad que las ventas (Khan y Thomas, 2007; Maitra y Srinivasan, 2020).

3.1. Medición de la desviación de inventario

Un paso central de este estudio consiste en cuantificar el desvío —o desalineamiento— del stock de inventarios respecto a su nivel óptimo. Para ello, seguimos el marco empírico

de McCarthy y Zakrajsek (2000), en el que la inversión en inventarios se especifica como función de una variable de estado, z_{it}, que resume la distancia entre el nivel óptimo de inventarios y el stock efectivamente observado al inicio del período. Formalmente, esta brecha se define como:

$$z_{it} \equiv \ln H_{it}^* - \ln H_{it-1}.$$

Es importante enfatizar que z_{it} depende de H_{it}^*, el nivel óptimo de inventarios, que no es directamente observable. En ese contexto, McCarthy y Zakrajsek (2000) plantea una estructura teórica para H_{it}^*, bajo el supuesto de que, en ausencia de costos de ajuste, el inventario óptimo resulta del equilibrio entre los costos asociados al desabastecimiento y los costos de mantener inventarios. Este *trade-off* puede capturarse mediante una función de costos cuadrática, que conduce a una representación lineal–cuadrática estándar, de la forma:

$$C(h_{it}, m_{it}, s_{it+1}) = \frac{1}{2}\big[h_{it} - (A(m_{it}) + \beta_i E_{it} s_{it+1})\big]^2$$

donde h_{it}[5] denota el logaritmo de los inventarios al final del período t, y s_{it+1} representa el logaritmo de las ventas reales en $t+1$. El operador E_{it} recoge las expectativas de la firma i condicionadas a la información disponible en t, mientras que β_i captura la elasticidad de los inventarios respecto a las ventas esperadas.

El término $A(\cdot)$ pondera los costos de desabastecimiento frente a los de mantenimiento y depende del vector $m_{it} = (d_t', c_{it}, c_{it+1})'$, donde d_t es un vector determinístico (tendencias de largo plazo y factores estacionales) que captura relaciones no capturadas en las otras variables y c_{it} es el logaritmo de los costos unitarios de producción. La forma funcional de $A(\cdot)$ se especifica como:

$$A(d_t, c_{it}, c_{it+1}) = \alpha_i' d_t + \theta_i c_{it} + \phi_i E_{it} \Delta c_{it+1}$$

donde α_i es un vector de parámetros específicos de la empresa asociados a d_t. Los parámetros $\theta_i < 0$ y $\phi_i > 0$ miden el uso de inventarios para suavizar la producción ante choques de costos. De las condiciones de primer orden de este problema de minimización, se obtiene la expresión para el nivel óptimo de inventarios (en logaritmos):

$$h_{it}^* = \alpha_i' d_t + \beta_i s_{it} + \theta_i c_{it} + \beta_i E_{it} \Delta s_{it+1} + \phi_i E_{it} \Delta c_{it+1}$$

Finalmente, usando la ecuación anterior, la desviación entre el nivel óptimo y el nivel observado de inventarios se define como $e_{it} = h_{it}^* - h_{it}$, resultando en:

$$e_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i s_{it} + \theta_i c_{it} + \beta_i E_{it} \Delta s_{it+1} + \phi_i E_{it} \Delta c_{it+1} - h_{it}$$

Asimismo, el término e_{it} puede expresarse como $e_{it} = z_{it} - \Delta h_{it}$. Bajo el supuesto de

[5] De aquí en adelante, toda variable expresada en minúsculas denota su correspondiente transformación en logaritmos naturales.

que las desviaciones posteriores al ajuste no persisten indefinidamente y de que no existe sesgo sistemático que las afecte, e_{it} puede interpretarse como una realización de un proceso estocástico estacionario con media cero y varianza finita σ_i^2. En consecuencia, e_{it} puede tratarse como una perturbación aleatoria en la especificación empírica.

También se asume que el vector d_t contiene componentes determinísticos de baja y alta frecuencia, $d_t = (q(t)', t, t^2)$, donde $q(t) = (q_1(t), \ldots, q_4(t))'$ representa un conjunto de variables dicotómicas trimestrales. Además, se asume que Δs_{it} y Δc_{it} siguen procesos AR(4) específicos de cada empresa. En consecuencia, las expectativas condicionales $E_{it}\Delta s_{it+1}$ y $E_{it}\Delta c_{it+1}$ pueden aproximarse mediante sus representaciones rezagadas de cuatro períodos, lo que conduce a la expresión final en forma reducida:

$$h_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i s_{it} + \theta_i c_{it} + \sum_{r=1}^{4} \pi_{ir} \Delta s_{it+1-r} + \sum_{r=1}^{4} \phi_{ir} \Delta c_{it+1-r} + u_{it}$$

Finalmente, para derivar un estimado de z_{it}, se sigue la siguiente expresión:

$$\hat{z}_{it} = \Delta h_{it} - \hat{u}_{it},$$

donde Δh_{it} representa el crecimiento del stock de inventarios de la firma i en el período t, y el segundo componente se define como $\hat{u}_{it} = h_{it} - \hat{h}_{it}$.

Cabe señalar que McCarthy y Zakrajsek (2000) sacrifican parte del rigor estructural con el fin de ofrecer un marco empírico tratable. En ese sentido, z_{it} debe interpretarse como una aproximación empírica del desalineamiento del inventario respecto a su nivel óptimo, más que como una medida plenamente estructural del óptimo. No obstante, este enfoque proporciona un punto de referencia útil para identificar y caracterizar comportamientos no lineales en la dinámica de inventarios.

4. Metodología Empírica

La estrategia empírica se implementa en dos etapas secuenciales. Primero, se estima el nivel óptimo de inventarios h_{it}^* para cada firma i y período t, siguiendo la especificación desarrollada en la Sección 3. Luego, se modela la dinámica de ajuste del stock observado hacia este óptimo estimado, con el objetivo de cuantificar su velocidad de convergencia (*speed of adjustment*). Esta segunda etapa permite, además, evaluar la presencia de no linealidades y asimetrías en el proceso de ajuste. Específicamente, se contrasta si la velocidad de ajuste difiere entre firmas con exceso de inventario ($h_{it} > h_{it}^*$) y aquellas con déficit de inventario ($h_{it} < h_{it}^*$).

4.1. Estimación del nivel óptimo de inventarios

En línea con lo desarrollado en la sección anterior, la especificación empírica se apoya en el marco desarrollado por McCarthy y Zakrajsek (2000) y se complementa con aportes

más recientes de la literatura (Abuhommous, 2025; Feng et al., 2015):

$$h_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i s_{it} + \theta_i c_{it} + \sum_{\tau=1}^{4} \pi_{i\tau}\, \Delta s_{i,t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{4} \phi_{i\tau}\, \Delta c_{i,t-\tau} + \delta_i' X_{it} + u_{it}.$$

Definición de variables:

- h_{it}: logaritmo del stock de inventarios de la firma i en el trimestre t.
- d_t: componentes determinísticos comunes (dummies trimestrales y tendencias lineal y cuadrática).
- s_{it}, c_{it}: logaritmo de ventas y del costo unitario de producción.
- $\Delta s_{i,t-\tau}$, $\Delta c_{i,t-\tau}$: variaciones logarítmicas rezagadas (crecimientos) de ventas y costos, usadas como *proxies* de cambios esperados y de la dinámica de corto plazo.
- X_{it}: controles a nivel de firma (capital de trabajo, apalancamiento, ROA, tamaño y antigüedad).
- u_{it}: shock idiosincrático no observado.

Para mitigar sesgos por simultaneidad (endogeneidad contemporánea) entre inventarios y sus determinantes, todas las variables explicativas se incorporan con un rezago de un trimestre.

Inventario óptimo. El nivel óptimo de inventarios, h_{it}^*, se aproxima mediante el valor ajustado (*fitted value*) obtenido de la especificación anterior. Siguiendo la metodología de McCarthy y Zakrajsek (2000), este componente se estima mediante un modelo de panel con coeficientes aleatorios, utilizando máxima verosimilitud restringida (*restricted maximum likelihood*, REML). La elección de un esquema con parámetros heterogéneos entre firmas y en el tiempo se sustenta en la naturaleza desbalanceada de la muestra —con entrada y salida de empresas—, así como en el hecho de que, durante etapas de transición, la relación inventarios–ventas puede diferir marcadamente respecto a firmas consolidadas en el mercado. Por otro lado, cambios en políticas de inventario, condiciones de estado o avances tecnológicos en monitoreo pueden alterar la importancia relativa de los costos de desabastecimiento y, en consecuencia, la ponderación que reciben las ventas y costos al determinar el inventario deseado. Al mismo tiempo, se reconoce que permitir coeficientes plenamente aleatorios en microdatos puede conducir a problemas de sobreparametrización. Por ello, adoptamos una especificación parsimoniosa que incorpora aleatoriedad siguiendo a Hsiao y Pesaran (2004), donde todos los parámetros se modelan como variables aleatorias ($\beta_i = \beta + \varepsilon_i$), introduciendo componentes estocásticos que capturan la heterogeneidad sin requerir la estimación de un coeficiente específico para cada firma. Los detalles del procedimiento de estimación se presentan en el Anexo A.

4.2. Velocidad de ajuste de inventarios

Bajo un modelo de ajuste parcial, las firmas no llevan el stock de inventarios observado h_{it} hacia su nivel óptimo h^*_{it} de manera instantánea debido a costos de ajuste (reabastecimiento, almacenamiento y fricciones operativas). En consecuencia, el cambio en inventarios en cada trimestre refleja solo una fracción de la brecha respecto a su óptimo:

$$h_{it} - h_{i,t-1} = \gamma\,(h^*_{it} - h_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}, \qquad 0 \leq \gamma \leq 1,$$

donde γ mide la velocidad de ajuste. Valores de γ cercanos a uno implican una convergencia rápida hacia h^*_{it} (menores costos de ajuste), mientras que valores cercanos a cero reflejan un ajuste lento y, por tanto, mayor persistencia del stock de inventarios.

Este paso de la estimación evalúa si la velocidad de ajuste está gobernada por costos de ajuste no convexos, lo que daría lugar a dinámicas no lineales y asimétricas consistentes con reglas de tipo (S, s). Para contrastar esta hipótesis, se considera $z_{it} = h^*_{it} - h_{i,t-1}$, construido a partir del inventario óptimo estimado previamente, y se estima un modelo con umbral que permite que la velocidad de ajuste difiera según el signo de dicha desviación:

$$\Delta h_{it} = \gamma_{\text{under}}\, z_{it}\, \delta^{z>0}_{it} + \gamma_{\text{over}}\, z_{it}\, \delta^{z<0}_{it} + \varepsilon_{it},$$

donde $\delta^{z>0}_{it} = 1$ cuando la firma presenta escasez de inventario ($h^*_{it} > h_{i,t-1}$ o $z_{it} > 0$) y $\delta^{z<0}_{it} = 1$ cuando presenta exceso de inventario ($h^*_{it} < h_{i,t-1}$ o $z_{it} < 0$). Los coeficientes γ_{under} y γ_{over} capturan la velocidad de ajuste en cada régimen, permitiendo evaluar si las firmas corrigen con distinta intensidad cuando mantienen inventarios por debajo del óptimo en comparación con cuando se ubican por encima. Para este paso, la estimación se realiza mediante un modelo de panel con efectos fijos con errores estándar clusterizados a nivel de firma.

4.3. Datos

La principal fuente de información es el portal de datos abiertos de la SMV. La muestra comprende datos trimestrales desde el primer trimestre de 2001 hasta el cuarto trimestre de 2024 y conforma un panel desbalanceado. Para la muestra final, se retienen únicamente las firmas que reportan valores positivos en ventas, stock de inventarios —registrado dentro del activo corriente— y activos totales. Además, se excluyen aquellas empresas con menos de cuatro trimestres consecutivos de información disponible.

Con el fin de mitigar posibles sesgos por valores extremos, se aplican los siguientes filtros de depuración: (i) se eliminan las observaciones con producción negativa —medida como la suma de ventas e inversión en inventarios—; (ii) se excluyen las observaciones en las que el crecimiento de las ventas, los costos unitarios de producción o el nivel de inventarios se ubican por encima del percentil 99 o por debajo del percentil 1 en cualquier período. Asimismo, se descartan valores atípicos evidentes y errores de registro

en las demás variables explicativas. Estos criterios de selección y limpieza siguen la práctica habitual documentada en la literatura revisada. El análisis contempla como variable dependiente el stock de inventarios y como variables independientes a las ventas, costo unitario y las tasas de crecimiento rezagadas de ambas variables, calculadas como diferencias logarítmicas. Adicionalmente, se incorporan controles a nivel de firma para capturar heterogeneidad financiera y operativa: el capital de trabajo, el apalancamiento, el tamaño, y la antigüedad. Las variables y sus descripciones respectivas se encuentran en el Cuadro 5.

Cabe señalar que las variables a nivel de firma se expresan en términos reales, deflactando las magnitudes nominales con el deflactor del PBI. Si bien McCarthy y Zakrajsek (2000) complementa este ajuste con deflactores sectoriales para capturar la heterogeneidad entre industrias, en este estudio se utiliza únicamente el deflactor del PBI ante la falta de series —a nivel macro o micro— de deflactores específicos por sector para inventarios, costos o ventas. No obstante, queda abierta la posibilidad de incorporar aproximaciones sectoriales en futuras investigaciones.

Tabla 5. Definición de variables y fuentes

Variable	**Definición**	**Fuente**
Inventarios	Stock de inventarios corrientes	SMV, Estado de Situación Financiera.
Ventas	Ingresos por actividades ordinarias	SMV, Estado de Resultados.
Costo unitario de producción	Costo de ventas / estimación de la producción	SMV, Estado de Resultados y cálculo propio.
Crecimiento de ventas	Diferencia logarítmica trimestral de ventas (Δs_{it})	SMV, Estado de Resultados.
Crecimiento de costo unitario	Diferencia logarítmica trimestral del costo unitario (Δc_{it})	SMV, Estado de Resultados.
Capital de trabajo	(Activo corriente – pasivo corriente) / total de activos	SMV, Estado de Situación Financiera.
Apalancamiento	Total de pasivos / total de activos	SMV, Estado de Situación Financiera.
Tamaño de la empresa	Logaritmo del total de activos	SMV, Estado de Situación Financiera.
Antigüedad de la empresa	Años transcurridos desde la constitución de la firma	Sunat.

4.4. Representatividad de la muestra

La representatividad de las empresas en la muestra respecto al agregado nacional varía entre 23 % y 71 % (Ver Cuadro 6), dependiendo de la medida utilizada, el sector y el período considerado. Para evaluarla, se adopta un doble enfoque basado en producción y crédito.

La producción agregada se mide utilizando el Producto Bruto Interno (PBI) nominal por actividad económica, según las cuentas nacionales publicadas por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). A nivel de firma, la producción se aproxima como la suma de ventas y la variación de inventarios; posteriormente, se agrega por sector para su comparación con las cuentas nacionales.

El crédito agregado se aproxima mediante el saldo de crédito provisto por sociedades

creadoras de depósito al sector privado por sector económico, elaborado por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) a partir del Balance Sectorial Institucional. A nivel de firma, el crédito se obtiene sumando las cuentas de "otros pasivos financieros" registradas en el pasivo corriente y no corriente.

Cabe señalar una limitación de este último enfoque: las cuentas de "otros pasivos financieros" pueden incluir partidas no contempladas en la definición de crédito nacional (por ejemplo, líneas de crédito del exterior o instrumentos de renta fija), lo que podría sobreestimar la representatividad calculada por esta vía.

Tabla 6. Estimaciones de la representatividad de la muestra: ratio de la producción y el crédito de las empresas de la SMV respecto a sus agregados nacionales (en porcentaje)

	Total (excluyendo servicios)		**Minería y manufactura**	
Año	**Producción**	**Crédito**	**Producción**	**Crédito**
2007	47	–	71	–
2019	28	42	49	68
2023	23	32	44	46

Fuente: INEI, BCRP y SMV. Elaboración propia.

5. Resultados

5.1. Estadísticas descriptivas

La Tabla 7 presenta las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el estudio. El stock de inventarios promedio asciende a 104 millones de soles (a precios de 2007), con valores que oscilan entre 5 mil y 1933 millones. Las ventas registran un promedio de 195 millones, y su crecimiento intertrimestral medio es de 4,09 %. El costo unitario de producción promedio es 0,693 soles, con una tasa de crecimiento intertrimestral de 3,785 %. El capital de trabajo (como porcentaje de activos) presenta una media de $-25,0\,\%$ y un rango entre $-95,57\,\%$ y $98,82\,\%$. El apalancamiento promedio es de 44,18 %, con un máximo de 119,7 %. Finalmente, la antigüedad promedio de las firmas en la muestra es de 37,9 años, con valores entre 2 y 114 años.

Cabe señalar que los valores extremos observados en variables como el costo unitario de producción, el apalancamiento y el capital de trabajo se asocian, a episodios excepcionales —particularmente durante la pandemia— o a períodos previos a ventas de activos, reestructuraciones o procesos de liquidación de algunas firmas.

Tabla 7. Estadísticas descriptivas

Variable	Media	Desv. est.	Mediana	Mín.	Máx.
Inventarios	104,1	187,6	35,78	0,005	1933
Ventas	194,8	343,2	69,81	0,107	3213
Costo unitario de producción	0,693	0,280	0,690	0,061	12,1
Tasa crecimiento de ventas (%)	4,09	31,52	1,207	-82,0	433,0
Tasa de crecimiento del costo unitario (%)	3,785	30,50	-0,179	-76,42	367,5
Capital de trabajo (%)	-25,00	44,93	-32,93	-95,57	98,82
Apalancamiento (%)	44,18	18,05	43,33	1,722	119,7
Tamaño de la empresa	13,23	1,593	13,17	8,665	17,32
Antigüedad	37,92	21,01	36	2	114
N° de empresas	179				
N° de observaciones	7354				

Nota: El período de muestra comprende 2001.T1–2024.T4. Todas las variables monetarias están expresadas en millones de soles de 2007. El costo unitario se define como el ratio entre el costo real de ventas y la producción real estimada. Las tasas de crecimiento corresponden a variaciones intertrimestrales.

5.2. Resultados de la regresión

La Tabla 8 resume los principales resultados que sustentan el cálculo del inventario óptimo, a partir de una estimación por Máxima Verosimilitud Restringida (REML). Las estimaciones presentan los signos predichos por la teoría para β (coeficiente asociado a ventas) y θ (coeficiente asociado al costo). En particular, las ventas y sus variaciones (cambios en su tasa de crecimiento) constituyen determinantes centrales en la construcción del stock de inventarios.

Una posible interpretación económica de los signos estimados es la siguiente. El coeficiente positivo de las ventas recoge el motivo precautorio: ante mayores ventas, las firmas elevan su nivel de inventarios para prevenir el riesgo de desabastecimiento futuro (*stockouts*). En cambio, los coeficientes negativos y decrecientes de los rezagos del crecimiento de ventas sugieren un patrón de reversión: tras episodios de expansión de la demanda, las firmas ajustan inventarios gradualmente para evitar sobreacumulación.

Por el lado de costos, el coeficiente negativo del costo unitario indica que mayores costos de producción desincentivan la acumulación de inventarios, coherente con un comportamiento de optimización intertemporal: un mayor costo de producción eleva el costo de mantener stock e induce a las firmas a operar con niveles más bajos de inventario. En contraste, los coeficientes positivos en los rezagos del crecimiento del costo unitario reflejan un comportamiento anticipatorio: cuando la firma percibe una tendencia al alza en los costos de producción, acumula inventarios en el presente para evitar pagar precios más altos en el futuro.

Tabla 8. Resultados de la estimación por REML de un modelo de efectos mixtos

Variable dependiente: ln(Inventarios)			
Variables	**Coeficiente**		**Error estándar**
$\ln(\text{Ventas})_{t-1}$	0,297	***	(0,0246)
$\ln(\text{Costo unitario})_{t-1}$	-0,253	***	(0,0354)
Crecimiento de ventas_{t-1}	-0,209	***	(0,0195)
Crecimiento de ventas_{t-2}	-0,147	***	(0,0168)
Crecimiento de ventas_{t-3}	-0,043	***	(0,0154)
Crecimiento de ventas_{t-4}	-0,030	**	(0,0125)
Crecimiento del costo unitario_{t-1}	0,126	***	(0,0243)
Crecimiento del costo unitario_{t-2}	0,067	***	(0,0201)
Crecimiento del costo unitario_{t-3}	0,080	***	(0,0165)
Crecimiento del costo unitario_{t-4}	0,008		(0,0121)
Capital de trabajo_{t-1}	0,133	***	(0,0505)
$\text{Apalancamiento}_{t-1}$	0,128		(0,0943)
Tamaño de la empresa_{t-1}	0,369	***	(0,0271)
$\ln(\text{Antigüedad de la empresa})_{t-1}$	0,559	***	(0,0931)
σ_e^2	0,034	***	(0,0007)
Prob $> \chi^2$		0,0000	
N° observaciones		7354	
N° empresas		179	

Notas: Período de estimación: 2001.T1–2024.T4. La variable dependiente es el logaritmo del nivel real de inventarios al final del período t, h_{it}. La estimación incluye efectos estacionales trimestrales, así como tendencias temporales lineal y cuadrática. Errores estándar basados en la matriz de información del modelo mixto estimado por REML. Nivel de significancia: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Un primer enfoque, siguiendo a McCarthy y Zakrajsek (2000), consiste en caracterizar empíricamente la velocidad de ajuste como función de la desviación respecto al inventario óptimo. Para ello, se calcula la desviación $z_{it} = h_{it}^* - h_{i,t-1}$ y se discretiza en una grilla entre $-0{,}5$ y 0,5, con intervalos de tamaño 0,025, rango que cubre aproximadamente el 95 % de las observaciones. Se excluyen valores de z_{it} cercanos a cero (entre $-0{,}05$ y 0,05), dado que la velocidad de ajuste se construye como el cociente $\Delta h_{it}/z_{it}$; cuando la desviación es muy pequeña, este ratio se vuelve numéricamente inestable y puede distorsionar la forma estimada de la función.

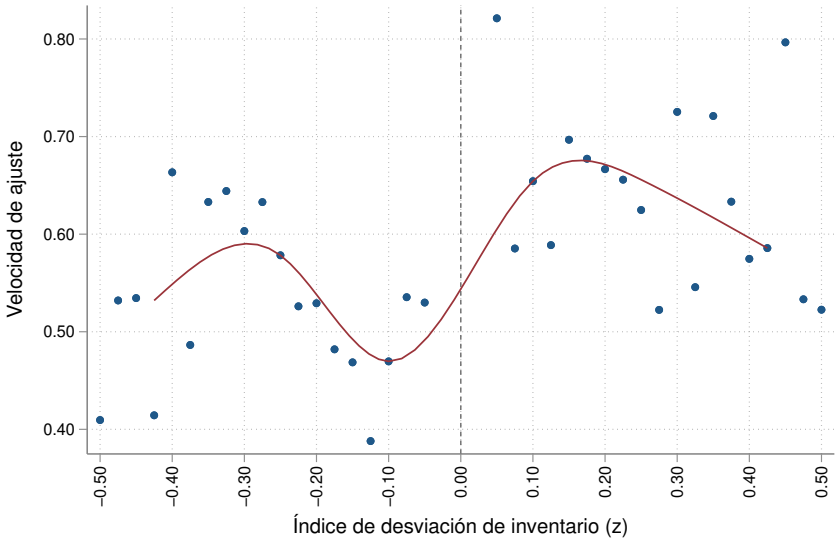
Para cada intervalo de la grilla, se agrupan todas las observaciones cuya magnitud de desvío z_{it} se encuentra dentro de dicho rango. Luego, se calcula la mediana del ajuste observado Δh_{it} correspondiente a cada intervalo y, con base en ella, se estima la velocidad de ajuste como el ratio $\Delta h_{it}/z_{it}$. De este modo, se obtiene una estimación no paramétrica de la velocidad de ajuste de la empresa mediana para magnitudes similares de desviación. Finalmente, la relación entre z_{it} y la velocidad estimada se suaviza mediante un interpolador cúbico de Hermite (*cubic B-spline*).

La observación más destacable sobre la función de ajuste de inventario es que es asimétrica. En promedio, las empresas ajustan más sus inventarios cuando las existencias actuales

son menores a las óptimas ($z > 0$) que cuando se tiene un exceso de inventarios ($z < 0$). Este hecho en particular podría estar relacionado a costos asociados al desabastecimiento de inventarios (*stockout avoidance motive*), que pueden traducirse en pérdidas de ventas y, potencialmente, en costos reputacionales para la empresa. Otras razones podrían apuntan a la dificultad de recortar fuertemente la producción, puesto que implicaría el desaprovechamiento de los factores de producción.

En segundo lugar, se observa cierta no linealidad en cuanto nos alejamos de los valores de z hacia los extremos, lo que contradice la predicción de los modelos de suavizamiento de producción basados en costos de ajuste cuadráticos. Esta evidencia respalda, en cambio, la presencia de no convexidades en la función de costos de las firmas, consistente con modelos de ajuste discontinuo tipo (S, s).

Figura 5. Función de ajuste de inventario



Nota: Valores de $z > 0$ ($z < 0$) indican que la empresa mediana presenta déficit (exceso) de inventario respecto al nivel óptimo estimado.

5.3. Velocidad de ajuste

Un análisis más riguroso consiste en estimar el modelo de ajuste parcial mediante una regresión. El coeficiente asociado a la velocidad de ajuste es estadísticamente significativo, lo que sugiere que las empresas corrigen sus desviaciones respecto al nivel óptimo de inventarios. En promedio, las firmas ajustan alrededor del 40 % de la brecha por trimestre, lo que implica que el desvío se cerraría en aproximadamente dos trimestres y medio.

Se observa, además, una asimetría en la velocidad de ajuste según la dirección de la desviación. Las empresas que se encuentran por debajo de su nivel óptimo —esto es, con déficit de inventario— corrigen más rápido (42 % por trimestre) que aquellas con exceso de inventario (36 % por trimestre). Este patrón sugiere que el costo de desviarse del óptimo es mayor cuando la firma enfrenta riesgo de desabastecimiento que cuando

presenta sobreacumulación.

Los resultados se mantienen estables al restringir la muestra al período prepandemia (2001–2019). Sin embargo, al considerar únicamente el período pospandemia (2021–2024), el patrón se invierte: las empresas con exceso de inventarios ajustan más rápido (43 %) que aquellas con déficit (34 %). Este cambio podría reflejar la dinámica particular del ciclo pospandemia: durante el COVID-19, muchas firmas acumularon inventarios ante el confinamiento y la caída de las ventas; posteriormente, con la recuperación de la demanda, estas empresas aceleraron la reducción de sus excedentes.

Tabla 9. Estimación de la velocidad de ajuste parcial

Variable dependiente: Variación del stock de inventarios $\Delta h_t = h_t - h_{t-1}$						
	Muestra completa		**Pre-COVID**		**Post-COVID**	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Desviación $(h_t^* - h_{t-1})$	0,396***		0,403***		0,383***	
	(0,0250)		(0,0263)		(0,0582)	
Desviación $\times\gamma_{\text{over}}$		0,361***		0,365***		0,429***
		(0,0277)		(0,0293)		(0,0711)
Desviación $\times\gamma_{\text{under}}$		0,426***		0,435***		0,344***
		(0,0304)		(0,0320)		(0,0870)
Efectos fijos año-trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos industria	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	7029	7029	6166	6166	861	861
R^2	0,342	0,342	0,340	0,340	0,376	0,377

Notas: Las estimaciones corresponden a un modelo de ajuste parcial con efectos fijos. En la especificación con regímenes, los coeficientes γ_{over} y γ_{under} capturan la velocidad de ajuste cuando la firma presenta exceso y escasez de inventario, respectivamente. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

5.4. Velocidad de ajuste según el ciclo económico

Este ejercicio estima la ecuación de ajuste permitiendo que la velocidad varíe según el estado del ciclo económico. La identificación de recesiones y expansiones se basa en el fechado oficial del ciclo económico del Banco Central de Reserva del Perú (2023), presentado en la Tabla 2. Con esta clasificación, la muestra se divide en períodos de recesión y expansión, y se reestima el modelo de ajuste parcial manteniendo la misma especificación del ejercicio previo.

Los resultados muestran que la velocidad de ajuste es mayor durante recesiones cuando las firmas presentan sobreinventario. En particular, el parámetro asociado a empresas con exceso de inventarios aumenta de 36 % en la muestra completa a 51 % en recesión, mientras que en expansión se sitúa en 35 %. Este patrón es consistente con un entorno en el que, ante una contracción, el inventario óptimo se revisa a la baja, incrementando la proporción de firmas que operan con inventarios en exceso. En ese contexto, la corrección del sobreinventario se intensifica, reforzando episodios de desinversión en inventarios y amplificando la caída de la producción agregada.

Tabla 10. Velocidad de ajuste parcial según el ciclo económico

Variable dependiente: Variación del stock de inventarios $\Delta h_t = h_t - h_{t-1}$				
	En periodos de recesión		**En periodos de expansión**	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Desviación $(h_t^* - h_{t-1})$	0,490***		0,396***	
	(0,0575)		(0,0253)	
Desviación $\times\gamma_{\text{over}}$		0,514***		0,358***
		(0,0680)		(0,0305)
Desviación $\times\gamma_{\text{under}}$		0,464***		0,427***
		(0,0987)		(0,0292)
Efectos fijos año-trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos industria	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	625	625	6397	6397
R^2	0,473	0,474	0,337	0,337

Notas: Las estimaciones corresponden a un modelo de ajuste parcial con efectos fijos. En la especificación, los coeficientes γ_{over} y γ_{under} capturan la velocidad de ajuste cuando la firma presenta exceso y escasez de inventario, respectivamente. Errores estándar robustos entre paréntesis. Niveles de significancia: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

5.5. Velocidad de ajuste según sector

A continuación, se analiza si la velocidad de ajuste de inventarios para Manufactura y Minería, los sectores con mayor representatividad en la muestra (véase la Tabla 6). De la Tabla 11 se puede inferir que el sector Manufactura exhibe una velocidad de ajuste sustancialmente mayor que el minero, reflejando una respuesta más rápida ante desviaciones respecto al inventario óptimo. Esta diferencia sería consistente con la naturaleza de sus procesos productivos: la manufactura opera con cadenas de suministro más flexibles y mayor rotación de inventarios, mientras que la minería enfrenta rigideces técnicas y logísticas —ciclos productivos prolongados, costos hundidos y restricciones operativas— que ralentizan el ajuste.

Adicionalmente, en Manufactura se observa una marcada asimetría: las firmas con escasez ajustan más rápido (48 %) que aquellas con exceso (39 %). Este patrón sugiere que, en este sector, el costo del desabastecimiento es mayor al de mantener stock ocioso, consistente con modelos de ajuste no convexo. En contraste, el sector Minero no parece presentar asimetría: los coeficientes para la escasez y exceso se sitúan en torno a 31–33 %, reflejando un ajuste más simétrico y consistente con un comportamiento de suavización de la producción.

Tabla 11. Velocidad de ajuste parcial según sectores: Manufactura y Minería

Variable dependiente: Variación del stock de inventarios $\Delta h_t = h_t - h_{t-1}$				
	Manufactura		**Minería**	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Desviación $(h_t^* - h_{t-1})$	0,439***		0,320***	
	(0,0391)		(0,0473)	
Desviación $\times\gamma_{\text{over}}$		0,393***		0,311***
		(0,0465)		(0,0491)
Desviación $\times\gamma_{\text{under}}$		0,480***		0,328***
		(0,0476)		(0,0525)
Efectos fijos año-trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos industria	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	3346	3346	1187	1187
R^2	0,314	0,315	0,316	0,316

Notas: Las estimaciones corresponden a un modelo de ajuste parcial con efectos fijos. En la especificación, los coeficientes γ_{over} y γ_{under} capturan la velocidad de ajuste cuando la firma presenta exceso y escasez de inventario, respectivamente. Errores estándar robustos entre paréntesis. Nivel de significancia: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

6. Conclusiones

Los resultados de este estudio permiten contrastar la hipótesis de suavizamiento de la producción en el contexto peruano. Los hechos estilizados —derivados tanto de cuentas nacionales como de balances financieros— evidencian que la producción presenta una mayor volatilidad que las ventas y que los inventarios exhiben un comportamiento procíclico. Esta evidencia contradice la noción de los inventarios como amortiguadores frente a choques de demanda; por el contrario, sugiere que estos amplifican las fluctuaciones económicas, un hallazgo consistente con el marco teórico de políticas de acumulación de inventario tipo (S, s).

El análisis econométrico confirma que las empresas ajustan sus existencias de manera no lineal y asimétrica, reaccionando con mayor celeridad ante situaciones de desabastecimiento que frente a excesos de inventario. Este comportamiento refleja los elevados costos de oportunidad asociados a la falta de stock y a la subutilización de los factores de producción. Asimismo, se observa que en contextos recesivos, las firmas que mantienen excedentes por encima de su nivel óptimo ajustan su posición con mayor intensidad para converger a dicho nivel, reduciendo sus inventarios más rápidamente que en periodos normales. Este resultado refuerza el rol amplificador de los inventarios en el ciclo económico. En conjunto, los hallazgos destacan la relevancia de incorporar fundamentos microeconómicos de ajuste discreto y costos de desabastecimiento en el análisis de la dinámica agregada. Ello permite una comprensión más precisa del ciclo de inventarios en economías como la peruana, alejándose del paradigma clásico de suavizamiento de la producción.

Finalmente, se reconocen algunas limitaciones que abren posibles extensiones para futuras

investigaciones. Primero, la medición de magnitudes reales en los microdatos podría ganar precisión mediante el uso de deflactores más desagregados. Segundo, sería útil descomponer la inversión en inventarios en insumos, bienes en proceso y bienes terminados, lo que permitiría identificar dinámicas diferenciadas. Tercero, dado que la muestra se restringe a firmas listadas en la SMV —típicamente grandes empresas—, resulta relevante ampliar la cobertura hacia medianas, micro y pequeñas empresas empleando fuentes alternativas. Por último, trabajos futuros podrían refinar la identificación de los determinantes del inventario óptimo y explorar estrategias paramétricas y no paramétricas complementarias para la estimación del modelo de ajuste parcial. Pese a estas limitaciones, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, este trabajo constituye un primer intento por caracterizar la dinámica microeconómica de inventarios en el Perú utilizando microdatos.

Referencias

Abuhommous, Alaa Adden Awni, "The impact of free cash flow on the speed of inventory adjustment," *International Journal of Production Research*, 2025, *63* (23), 8845–8858.

Banco Central de Reserva del Perú, "Memoria Anual 2009," 2010.

Banco Central de Reserva del Perú, "Reporte de Inflación Diciembre 2023: Recuadro 2 – Fechado del ciclo económico," 2023. Reporte de Inflación Diciembre 2023.

Barrera, Carlos, "Impacto Amplificador del Ajuste de Inventarios ante Choques de Demanda según Especificaciones Flexibles," Documento de Trabajo 2011-009, Banco Central de Reserva del Perú 2011.

Caplin, Andrew S, "The variability of aggregate demand with (S, s) inventory policies," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1985, pp. 1395–1409.

Carpenter, Robert E., Steven M. Fazzari, y Bruce C. Petersen, "Inventory Investment, Internal-Finance Fluctuations, and the Business Cycle," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994, (2), 75–138.

Dimelis, Sophia P., "Inventory Investment over the Business Cycle in the EU and the US," *International Journal of Production Economics*, 2001, *71* (1-3), 1–8.

Eichenbaum, Martin S, "Rational expectations and the smoothing properties of inventories of finished goods," *Journal of Monetary Economics*, 1984, *14* (1), 71–96.

Feng, Mei, Chan Li, Sarah E. McVay, y Hollis Ashbaugh Skaife, "Does Ineffective Internal Control over Financial Reporting Affect a Firm's Operations? Evidence from Firms' Inventory Management," *The Accounting Review*, 2015, *90* (2), 529–557.

Hsiao, Cheng y M. Hashem Pesaran, "Random Coefficient Panel Data Models," Discussion Paper 1236, Institute of Labor Economics (IZA) 2004.

Khan, Aubhik, "The Role of Inventories in the Business Cycle," *IEEE Engineering Management Review*, 2003, *31* (4), 39–46.

Khan, Aubhik y Julia K. Thomas, "Inventories and the Business Cycle: An Equilibrium Analysis of (S, s) Policies," *American Economic Review*, September 2007, *97* (4), 1165–1188.

Maitra, Parijat y Naveen Srinivasan, "Inventory Cycles and Business Cycles" Has the relationship lost its importance over the years: A Time-Varying Parameter Approach using U.S. Data," Working Papers 2020-198, Madras School of Economics,Chennai,India Jun 2020.

McCarthy, Jonathan y Egon Zakrajsek, "Microeconomic Inventory Adjustment: Evidence from US Firm-Level Data," Staff Report 101, Federal Reserve Bank of New York 2000.

Ramey, Valerie A, "Nonconvex costs and the behavior of inventories," *Journal of Political Economy*, 1991, *99* (2), 306–334.

Scarf, Herbert, "The Optimality of (S, s) Policies for the Dynamic Inventory Problem," *Mathematical Methods in the Social Sciences*, 1960, pp. 196–202.

Schuh, Scott, "Evidence on the Link Between Firm-Level and Aggregate Inventory Behavior," Technical Report 96-46, Board of Governors of the Federal Reserve System 1996.

StataCorp, *Stata 18 Multilevel Mixed-Effects Reference Manual* Stata Press 2023.

Wen, Yi, "Understanding the Inventory Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 2005, *52* (8), 1533–1555.

A. Anexo 1: Estrategia Econométrica

Los datos utilizados corresponden a estados financieros trimestrales de grandes empresas privadas, publicados en el portal de datos abiertos de la Superintendencia del Mercado de Valores. El número de empresas varía por año, empezando con aproximadamente 200 empresas en 2000 y finalizando el cuarto trimestre de 2024 con cerca 100, lo que implica trabajar con un panel no balanceado.

Para la variable de inventarios, se utiliza la cuenta del mismo nombre de cada empresa que se encuentra dentro del activo corriente. Para obtener el costo unitario nominal, se dividen los costos de ventas por el valor de la producción. La producción, a su vez, se obtiene mediante la identidad contable

$$Y_t = S_t + \Delta H_t,$$

donde S_t son las ventas del período t y ΔH_t denota la variación de la cuenta de inventarios entre t y $t-1$.

Siguiendo a McCarthy y Zakrajsek (2000), podemos reescribir la siguiente ecuación (descrita en la sección 3):

$$h_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i s_{it} + \theta_i c_{it} + \sum_{r=1}^{4} \pi_{ir} \Delta s_{it+1-r} + \sum_{r=1}^{4} \phi_{ir} \Delta c_{it+1-r} + u_{it}$$

como:

$$h_i = X_i \beta_i + u_i.$$

Para $i = 1, \ldots, N$, donde

$$X_{it} = \left(d_t',\, s_{it},\, c_{it},\, \Delta s_{it},\, \ldots,\, \Delta s_{i,t-3},\, \Delta c_{it},\, \ldots,\, \Delta c_{i,t-3}\right)'.$$

Para resolver el problema de heterogeneidad de los parámetros a lo largo de i, los autores plantean una especificación parsimoniosa llamada Modelo de Coeficientes Aleatorios (RCM por las siglas en inglés *Random Coefficients Model*). Para permitir la variación de los parámetros entre empresas, se asume $\beta_i = \beta + \varepsilon_i$, donde ε_i es un vector aleatorio con media cero que está distribuido independientemente de los regresores X_i y las perturbaciones u_i. De esta forma, se tiene:

$$h = X\beta + Z\varepsilon + u.$$

Donde $Z = \text{diag}\{X_1, \ldots, X_N\}$ es una matriz diagonal por bloques, con la matriz X_i en su i-ésimo elemento de la diagonal, $\varepsilon = (\varepsilon_1', \ldots, \varepsilon_N')'$ es un vector desconocido de efectos aleatorios que capturan la heterogeneidad a lo largo de las empresas y u es un vector

aleatorio desconocido de términos de error. Los supuestos previos implican:

$$\mathbb{E}\begin{bmatrix} \varepsilon \\ u \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \qquad \mathrm{Var}\begin{bmatrix} \varepsilon \\ u \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix}.$$

Donde $G = \Sigma \otimes I_N$ y $\otimes$ denota el producto de Kronecker, e I_N es la matriz identidad de dimensión N. Obtener estimadores consistentes para β y ε, dadas estimaciones razonables para G y R, implica estimar la ecuación para h_{it} mediante el método de Máxima Verosimilitud Restringida (REML). En este estudio se utiliza REML a través del comando `mixed` de Stata, que implementa modelos lineales mixtos, dentro de los cuales el modelo de coeficientes aleatorios (RCM) constituye un caso particular (StataCorp, 2023).